

## ANÁLISE ECONÔMICA POR MODELOS MULTI E UNIVARIADOS: APLICAÇÃO AO PROCESSO DE DETERMINAÇÃO DA META DE TAXA BÁSICA DE JUROS BRASILEIRA<sup>1</sup>

**Ricardo Ramalhete Moreira**

*Doutor em Economia pelo Instituto de Economia da UFRJ. Professor no Programa de Pós-Graduação em Economia da UFES. E-mail: ramalhete.s@gmail.com*

**Edson Zambon Monte**

*Professor no Departamento de Economia da UFES. E-mail: edsonzambon@yahoo.com.br*

**Resumo:** Apresenta-se o processo de determinação da taxa básica de juros brasileira como caso de aplicação de metodologias multivariadas e univariadas. Através do uso de dados de produção industrial mensal, inflação, expectativas de inflação e taxa Selic, para o período janeiro/2005 a junho/2010, mostra-se que as regras de política monetária estimadas, tipo Regra de Taylor, embora com ótimo ajuste aos dados, possuem qualidade inferior aos *modelos Auto-Regressivos de Média Móvel* (ARMA) testados. Ademais, estes evitam controvérsias teóricas e dificuldades operacionais, visto que são formados a partir da própria série temporal de interesse.

### **Economic analysis for uni and multivariate models: the application in the process for determining the Brazilian rate of interest goal**

**Abstract:** *It presents the Brazilian basic interest rate process as a means of applying multivariate and univariate methodologies. By using monthly data for industrial production, inflation, inflation expectations and Selic (basic) interest rates, from January/2005 to June/2010, it shows that the estimated (multivariate) monetary policy rules, although with optimal adherence to the observations, have lower quality than the estimated Auto-Regressive Moving Averages (ARMA) models. Moreover, these last models avoid theoretical controversies and operational difficulties, as they are built from the own time series under analysis.*

**Keywords:** *Taxa Selic; Política Monetária; ARMA; Mínimos Quadrados Ordinários.*

**JEL Classification:** *E43*

## **1. Introdução**

A previsão do comportamento futuro das variáveis econômicas é tarefa de grande utilidade para a tomada de decisões, porém de reconhecida fragilidade ou dificuldade. Basicamente, dois são os argumentos que justificam essa impressão:

a. os modelos teóricos – que tentam explicar o processo de determinação das variáveis relevantes – estão sempre sujeitos a alguma incerteza ou imprecisão; isto pode se

---

<sup>1</sup> Recebido em 23/09/2011. Liberado para publicação em 10/12/2011

concluir a partir da constatação de que os testes empíricos sempre dão margem a algum resíduo não explicado pelas equações estimadas, ou seja, por maior que seja, o chamado *coeficiente de determinação* ( $R^2$ ) possui valor menor que 1. Assim, sempre há variações observadas nas variáveis sob análise que se devem a fatores omitidos ou desconhecidos;

b. previsões feitas a partir de regras ou *equações multivariadas* de determinação requerem uma imposição ou previsão adicional, qual seja, a de fixar valores futuros para as variáveis explicativas do modelo em questão. Neste caso, acumulam-se as dificuldades, visto que cada uma dessas variáveis explicativas possui seu próprio processo ou equação de determinação, sujeito às mesmas incertezas ou resíduos não explicados. Isto é o que ocorre, por exemplo, quando se deseja realizar previsões a partir de regressões de *mínimos quadrados ordinários* (MQO). Trata-se de prever quais os valores seriam observados, para as variáveis dependentes, se as variáveis explicativas apresentassem os valores fixados. A questão é que nada garante a ocorrência destes valores impostos *ad hoc*.

É por essas razões que *modelos univariados* podem apresentar vantagens, tanto no quesito capacidade de ajuste aos dados quanto no das previsões. Na pior das hipóteses, esses modelos fazem parte de um conjunto de ferramentas que geram informações relevantes para a tomada de decisão. Exemplo desses métodos univariados é o conhecido como ARMA, ou *Auto-Regressive Moving Average* (*Auto-regressivo de média móvel*) (Morettin & Tolo, 1987), utilizado quando da estacionariedade dos dados originais de uma série temporal. O chamado ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*), por sua vez, é adotado quando a série estudada não possui estacionariedade em seus valores originais, o que requer diferenciações destes últimos para que o modelo estimado seja estacionário. Esta metodologia também é conhecida como *método Box-Jenkins*, em homenagem aos estatísticos George Box e Gwilym Jenkins (Box & Jenkins, 1970). No entanto, neste trabalho o enfoque será dado ao Modelo ARMA<sup>2</sup>, uma vez que, como se verá, a variável utilizada como caso de estudo passa nos testes de estacionariedade em nível.

Basicamente, esse método consiste em explicar uma variável por meio da identificação de dois componentes de causalidade: i) *componentes auto-regressivos*, que estabelecem uma correlação entre o valor corrente da variável dependente e seus valores defasados; ii) *componentes de correção dos erros*, ou de média móvel, em que o valor corrente da variável dependente está correlacionado com um processo de correção ou redução temporal dos resíduos defasados.

Essa forma de se explicar ou modelar determinada variável econômica, por sua vez, foge das controvérsias e incertezas teóricas que dizem respeito ao processo de causalidade. Ou seja, o pesquisador ou analista não precisa testar teorias concorrentes para chegar ao suposto melhor ajustamento, tarefa esta que, diga-se de passagem, possui

---

<sup>2</sup> De fato, o modelo ARMA é um caso especial do modelo ARIMA, quando a ordem de integração deste último é igual a zero.

caráter pouco pragmático para ser acolhido no âmbito das decisões cotidianas dos agentes econômicos. Por este motivo, por se tratar de uma modelagem que depende simplesmente da própria série temporal observada em questão, os modelos univariados, tais como o ARMA, podem chegar a um melhor ajustamento aos dados e com maior rapidez assim como a uma maior confiança na previsão, se comparado com os métodos multivariados.

O presente trabalho possui caráter metodológico, porém também teórico, em especial no que concerne ao *processo de determinação da taxa básica de juros na economia brasileira recente*. No Brasil, o Banco Central (BCB) faz uso da taxa Selic, uma taxa interfinanceira de curto prazo, como ferramenta principal para que a inflação anual fique no entorno da meta de inflação. No entanto, quais são as variáveis que influenciam sistematicamente na tomada de decisão do BCB no que diz respeito ao valor fixado como meta para a taxa Selic? Em outras palavras, quais são as variáveis explicativas na determinação da regra de política monetária no Brasil? Uma regra de política monetária com melhor ajuste aos dados explicará a formação da taxa Selic a partir dos valores observados de certas variáveis exógenas.

O trabalho utilizará o caso teórico em pauta para mostrar que, após a identificação de uma regra de política monetária multivariada bem ajustada aos dados, pode-se avançar ainda mais modelando a taxa Selic pelo método ARMA. Pretende-se mostrar que esse método pode fornecer um modelo com melhor ajustamento aos dados e poder de previsão, sem incorrer nas controvérsias teóricas e com maior rapidez em sua identificação, o que é de extrema importância para o pragmatismo das decisões econômicas.

Por outro lado, os métodos univariados de previsão aparecem como possibilidade de complementação ou suporte para as projeções feitas a partir de métodos multivariados, uma vez que aqueles podem ser usados para prever valores futuros das variáveis explicativas que entram nos modelos multivariados, permitindo a previsão da variável dependente com menor grau de imposições *ad hoc*. Idealmente, a tarefa de previsão das variáveis econômicas deve fazer o melhor uso de toda a informação relevante, e isto, no caso aqui analisado, significa uma combinação de previsões a partir dos métodos multi e univariados.

O artigo é dividido em duas partes: numa primeira serão abordados o referencial teórico sobre regras de política monetária tipo Regra de Taylor e os resultados das estimações por Mínimos Quadrados Ordinários; na última parte, os modelos ARMA são testados e comparados com a melhor regra multivariada estimada.

## 2 – Modelagem multivariada para a meta de taxa Selic

### 2.1 – Referencial teórico

A partir dos anos 90, estabeleceu-se uma forma convencional de regra de política monetária, conhecida na literatura mundial como Regra de Taylor (Taylor, 1993). Trata-se de uma equação de resposta da taxa de juros de curto prazo, ou seja, uma regra de reação da taxa básica de juros face à dinâmica de variáveis consideradas relevantes para a estratégia dos Bancos Centrais. Grosso modo, o conjunto relevante de informações consiste de variáveis que indiquem a dinâmica inflacionária e de atividade econômica.

O modelo estrutural de uma economia sob regime de metas de inflação pode ser explicado na linha oferecida por Ball (1999), Svensson (1999) e Galí & Gertler (2007). Inicialmente, tem-se uma curva IS dinâmica estocástica, em que o desvio do produto em relação ao produto potencial no período corrente ( $y_t$ ) é determinado pelo seu valor defasado ( $y_{t-1}$ ), pelo desvio da taxa básica de juros ( $i_{t-1}$ ) e por um componente estocástico, um choque de demanda agregada ( $\varepsilon_{1t}$ ), com média zero e variância constante. Ademais, os parâmetros  $b_1$  e  $b_2$  são ambos positivos:

$$(1) y_t = b_1 y_{t-1} + b_2 i_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

Tem-se, por sua vez, uma curva de Phillips dinâmica; o desvio da inflação no período corrente em relação à meta inflacionária ( $\pi_t$ ) depende de seu valor em t-1, do desvio defasado do produto e de um componente aleatório, um choque de oferta ( $\varepsilon_{2t}$ ), com média zero e variância constante. Sendo  $a_1$  e  $a_2$  parâmetros positivos:

$$(2) \pi_t = a_1 \pi_{t-1} + a_2 y_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

O Banco Central, por sua vez, adota uma regra de política monetária tipo regra de Taylor, em que a taxa básica de juros é função dos níveis do desvio do produto e da inflação face a seus valores desejados, sendo  $r^n$  a taxa real de juros de equilíbrio e  $\Pi^T$  a meta de inflação. Os parâmetros  $c_1$  e  $c_2$  são positivos e  $\varepsilon_{3t}$  é um choque de inovação de política:

$$(3) i_t = r^n + \Pi^T + c_1 y_{t-1} + c_2 \pi_{t-1} + \varepsilon_{3t}$$

A literatura demonstra que os Bancos Centrais possuem um comportamento inercial no ajuste da taxa básica de juros (Woodford, 2003; Blinder, 2006). Ou seja, ao definir a cada momento a nova taxa básica na economia, os *policymakers* dão peso aos valores passados dessa taxa. Isto seria uma maneira de suavização da política monetária, evitando-se movimentos abruptos e reversões frequentes da taxa básica de juros. Assim, adiciona-se à equação (3) um componente de suavização ou inércia de juros:

$$(4) i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) [(r^n + \Pi^T) + c_1 y_{t-1} + c_2 \pi_{t-1}] + \varepsilon_{4t}$$

Onde  $\rho$  ( $0 \leq \rho \leq 1$ ) é o coeficiente de inércia, que dá o peso da taxa defasada na formação da taxa corrente, enquanto  $\varepsilon_{4t}$  é o choque de inovação de política na regra inercial.

De forma alternativa, muitas variações da regra de Taylor (1993) são oferecidas e testadas pela literatura, as quais adotam especificações diferentes e/ou variáveis explicativas adicionais para a determinação dos ajustes de taxas básicas de juros. Alguns modelos possuem caráter *forward-looking*, ao dar à expectativa inflacionária um peso importante sobre a decisão das autoridades. Haldane & Batini (1998), por exemplo, adotam uma regra de instrumento com o seguinte perfil para a taxa real de juros esperada:

$$(5) r_t = \rho r_{t-1} + (1 - \rho) r_t^* + \theta [E_t \Pi_{t+j} - \Pi_t^*] + \varphi y_{t-1}$$

Em que  $r_t = [i_t - E_t \Pi_{t+1}]$ , é a taxa real de juros esperada, qual seja, a diferença entre a taxa nominal de juros ( $i_t$ ) praticada em  $t$  e a inflação esperada em  $t$  ( $E_t \Pi_{t+1}$ ) para  $t+1$ . A taxa real de juros de equilíbrio é dada por  $r_t^*$ , a meta de inflação é dada por  $\Pi_t^*$  e os parâmetros  $\rho$ ,  $\theta$  e  $\varphi$  são positivos. Clarida, Galí & Gertler (1999), dentre outros, adotam principalmente regras *forward-looking*, ao invés de *backward-looking*, como uma boa descrição do comportamento das taxas básicas de juros em economias com estratégia – implícita ou explícita – de estabilidade de preços.

Em particular no que se refere à economia brasileira, Minella et. al. (2003) fizeram uso do desvio da inflação esperada em relação à meta de inflação como componente determinante do instrumento de política, a partir de um estudo de regressões no período 1999/06 – 2002/06. Ademais, foi testada uma equação com duas defasagens da taxa básica de juros, com o intuito de eliminar o problema da autocorrelação serial, observada no modelo com apenas uma defasagem da Selic. Os resultados em Minella (op. cit.), em resumo, foram os seguintes: a) foi observada elevada inércia da política monetária: variando entre 0.7-0.8 ou mais o coeficiente  $\rho$ ; b) o coeficiente do *gap* do produto não obteve significância estatística, em geral, ou apresentou sinal não consistente com a teoria em alguns casos; c) os autores também testaram o modelo com inclusão da variação da taxa de câmbio como termo explicativo da equação, porém o seu coeficiente não foi significativo estatisticamente; d) o coeficiente do desvio de expectativa inflacionária, em geral, mostrou magnitude maior que um e significância ao nível de 1%.

Este último resultado também está presente no trabalho desenvolvido por Holland (2005), assim como no de Barbosa & Soares (2006), para a economia brasileira, denotando uma postura contra-cíclica por parte do BCB. Como será visto, o presente trabalho também encontra evidências, dentre outras, de que o BCB possui comportamento preventivo e agressivo no controle da inflação, ajustando a meta Selic

mais do que proporcionalmente – coeficiente maior que 1 – às mudanças das expectativas de inflação.

## 2.2 – Método multivariado

Testa-se a aderência estatística de regras de política monetária, tipo as equações (4 e 5) acima, para a economia brasileira recente (2005/01-2010/06). Este período é escolhido porque apresenta uma estabilidade da meta de inflação em 4.5% para o IPCA-IBGE; desta forma, contorna-se o problema das mudanças na meta inflacionária presente em Minella et. al. (2003). As variáveis utilizadas nos testes serão as seguintes:

-  $i_t$  = a meta de taxa básica de juros (Selic) fixada pelo Banco Central do Brasil para cada mês da série temporal, vigente entre os dias 06 a 10 do respectivo mês (fonte: [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br));

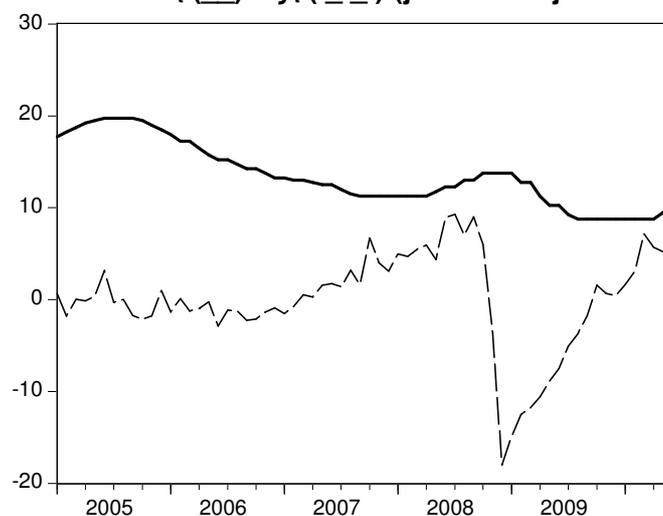
-  $y_t$  = desvio do produto industrial da economia brasileira em relação ao produto industrial potencial. Utilizaram-se os dados do índice dessazonalizado de produção mensal da indústria geral (fonte: [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)) como *proxy* do PIB, já que este último não está disponível diretamente em periodicidade mensal. Para o cálculo do desvio do produto industrial face ao produto potencial foi utilizado um filtro estatístico, o *filtro de Hodrick-Prescott*<sup>3</sup> (HP), que caracteriza uma série temporal como a soma de um componente de tendência variável suavizada com um componente de ciclo. Isto se fez necessário porque, como se sabe, não há dados diretos para o valor do produto potencial industrial. Logo, a variável  $y_t$  é o componente de ciclo extraído pelo filtro HP, com base no índice utilizado. Como se pode observar no Gráfico 1, obtêm-se algumas observações de valor negativo para o *gap* do produto, o que é natural quando o produto efetivo está abaixo do valor potencial (tendência).<sup>4</sup>

-  $\pi_t = (ipca_t/ipca_{t-1})$  = o desvio da inflação acumulada nos últimos 12 meses em relação à inflação acumulada até o mês t-1, medidas pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA/fonte: [www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)); esta medida é equivalente à medida de mudança no desvio da inflação em relação à meta, entre dois meses, ou seja,  $\pi_t = (ipca_t/ipca_{t-1}) = (ipca_t/4.5)/(ipca_{t-1}/4.5)$ . Com isto, tenta-se captar a sensibilidade da meta de taxa Selic face a mudanças nos desvios inflacionários ao longo do tempo. Além disto, o recurso de se considerar  $\pi_t$  como a mudança no desvio, ao invés de a considerar como o desvio absoluto – que seria apenas  $(ipca_t/4.5)$  –, permite contornar o problema de raiz unitária, pois, como será visto, a variável  $\pi_t$  é estacionária em nível;

<sup>3</sup> Hodrick & Prescott (1997).

<sup>4</sup> Por outro lado, essas observações negativas impedem o uso direto dos valores em logaritmos.

**Gráfico 1 –  $i_t$  (—) e  $y_t$  (---) (jan/2005 – jun/2010)**



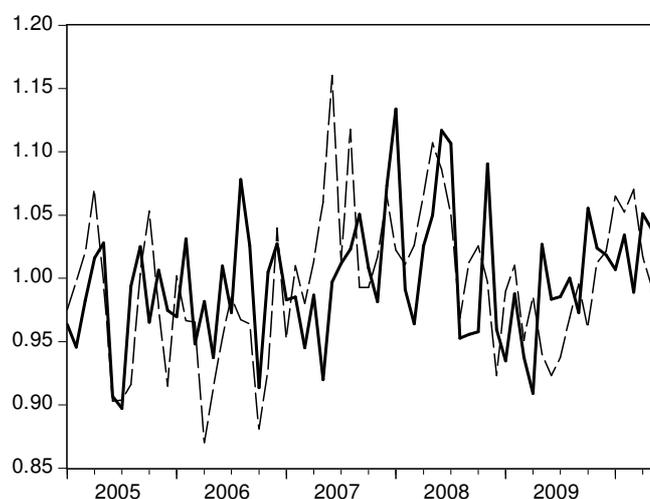
Fonte: elaboração própria.

–  $\pi_t^e = E_t [\pi_{t+12}] / E_{t-1}[\pi_{t+11}]$  = desvio da expectativa de inflação acumulada para 12 meses à frente, formada no mês  $t$ , em relação à mesma expectativa formada no mês  $t-1$ . Os dados de expectativas inflacionárias são disponibilizados pelo *Sistema Gerador de Séries* do BC. (fonte: [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)); esta medida iguala-se à mudança, entre dois meses, nas expectativas de desvio da inflação esperada acumulada em 12 meses, em relação à meta inflacionária, ou seja,  $\pi_t^e = E_t [\pi_{t+12}] / E_{t-1}[\pi_{t+11}] = (E_t [\pi_{t+12}]/4.5) / (E_{t-1}[\pi_{t+11}]/4.5)$ . Da mesma forma que com  $\pi_t$ , o recurso de se usar  $\pi_t^e$  ao invés do desvio absoluto das expectativas em relação à meta – que seria apenas  $(E_t [\pi_{t+12}]/4.5)$  – permite estimar modelos de mínimos quadrados ordinários com variáveis estacionárias em nível. O Gráfico 2 abaixo apresenta as duas séries ( $\pi_t$  e  $\pi_t^e$ ) no período amostral.

O trabalho parte dos testes convencionais de raiz unitária e estacionariedade para as séries adotadas. Como é conhecido, utilizar inadvertidamente séries temporais não-estacionárias em análises de regressão pode conduzir o pesquisador a resultados espúrios (Granger & Newbold, 1974).

A estacionariedade (não-existência de raiz unitária) de uma série ocorre quando: (a) a série apresenta média constante –  $E(x_t) = \mu$ ; (b) a série apresenta variância constante –  $\text{Var}(x_t) = \sigma^2$ ; (c) a covariância entre os valores de uma série depender tão apenas da distância entre os tempos em que tais valores são observados, e nunca dos tempos reais em que são observados –  $\text{COV}(x_t, x_{t-1}) = \text{COV}(x_t, x_{t+1})$ . Assim, a estacionariedade requer que a natureza de qualquer correlação entre termos adjacentes de uma variável estocástica seja a mesma ao longo de todos os períodos (Wooldridge, 2009).

**Gráfico 2 –  $\pi_t^e$  (—) e  $\pi_t^t$  (---) (jan/2005 – jun/2010)**



Fonte: elaboração própria.

Será realizado o teste de raiz unitária de *Dickey-Fuller Aumentado* (DFA) – Dickey & Fuller (1979), Dickey & Fuller (1981), Fuller (1976) –, além do teste de estacionariedade de *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS)<sup>5</sup>. Caso as séries não sejam estacionárias, porém integradas de mesma ordem, proceder-se-á aos testes de cointegração, analisando-se a possibilidade de estacionariedade dos resíduos entre as variáveis, por meio da metodologia de Enders (2004). No caso das variáveis utilizadas serem estacionárias (integradas de ordem zero  $I(0)$ ), proceder-se-á diretamente ao uso de regressões múltiplas por meio de *mínimos quadrados ordinários* (MQO), a fim de que se verifique tão somente a aderência de regras de resposta do BC para a economia brasileira no período estudado.

## 2.3 – Resultados

### 2.3.1 – Testes de raiz unitária e estacionariedade

Pelo exercício *Dickey-Fuller Aumentado* (DFA), chegou-se aos seguintes valores para os testes I (com tendência e constante), II (com constante) e III (sem tendência e sem constante), na Tabela 1. Por sua vez, o teste de estacionariedade de *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS) apresentou os resultados da Tabela 2. O teste DFA tem a hipótese nula de raiz unitária, enquanto o KPSS a hipótese nula de estacionariedade. Logo, a rejeição da hipótese nula no teste DFA e sua aceitação no KPSS implica estacionariedade das séries temporais adotadas.

<sup>5</sup> Para detalhes sobre as propriedades estatísticas do KPSS, conferir Kwiatkowski et. al. (1992).

**Tabela 1 – Teste de raiz unitária *Dickey-Fuller Aumentado (ADF)* – estatísticas  $\square$**

Variável em nível	Tendência e constante	Constante	Sem tendência e sem constante
$i$ (I)	- 3.638**	- 2.919	-1.796
$\pi_t$ (II)	-4.427	- 4.418***	- 0.312
$\pi_t^e$ (II)	- 6.529	- 6.350***	0.11
$y$ (III)	-2.571	- 2.594	- 2.618***

(\*\*\*) Rejeita a hipótese nula ao nível de 1%; (\*\*) rejeita a hipótese nula ao nível de 5%; (I) constante e tendência significantes a 5%; (II) apenas constante significativa a 5%; (III) constante e tendência não significantes a 5%.

Fonte: elaboração própria a partir das estatísticas do software econométrico utilizado.

**Tabela 2 – Teste de estacionariedade Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) - estatística LM**

Variável em nível	Tendência e constante	Constante
$i$ (I)	0.133390	0.866954
$\pi_t$ (II) $\square$	0.120751	0.227999
$\pi_t^e$ (II)	0.089182	0.411008
$y$ (II)	0.070984	0.070984

(I) constante e tendência significantes a 5%; (II) apenas constante significativa a 5%;

Fonte: elaboração própria a partir das estatísticas do software econométrico utilizado.

Os testes DFA são consistentes com a rejeição da hipótese nula de raiz unitária a 5% de significância, ao passo que os testes KPSS apresentaram estatísticas que são consistentes com a aceitação da hipótese nula de estacionariedade, também a 5%. Portanto, como todas as variáveis são consideradas estacionárias, com base nos testes DFA e KPSS realizados, utiliza-se diretamente *Ordinary Least Squares (OLS)* (mínimos quadrados ordinários); tal procedimento – uso de OLS quando da estacionariedade em nível das variáveis – está respaldado por, dentre outros, Hill, Griffiths & Judge (1998).

### 2.3.2 – Regras de política monetária estimadas

Foram estimadas 06 regras ou modelos de resposta do BCB para o período analisado. As especificações dessas regras são as seguintes:

$$\text{Modelo 1: } i_t = \delta_0 + \delta_1 i_{t-1} + \delta_2 i_{t-2} + \delta_3 y_t + \delta_4 y_{t-1} + \delta_5 \pi_t + \delta_6 \pi_{t-1} + \delta_7 \pi_t^e + \delta_8 \pi_{t-1}^e + \varepsilon_{1t}$$

$$\text{Modelo 2: } i_t = \delta_0 + \delta_1 i_{t-1} + \delta_2 i_{t-2} + \delta_3 y_{t-1} + \delta_4 \pi_{t-1}^e + \varepsilon_{2t}$$

$$\text{Modelo 3: } i_t = \delta_0 + \delta_1 i_{t-1} + \delta_2 i_{t-2} + \delta_3 y_t + \delta_4 \pi_{t-1}^e + \varepsilon_{3t}$$

$$\text{Modelo 4: } i_t = \delta_0 + \delta_1 i_{t-1} + \delta_2 y_{t-1} + \delta_3 \pi_{t-1} + \varepsilon_{4t}$$

$$\text{Modelo 5: } i_t = \delta_0 + \delta_1 i_{t-1} + \delta_2 y_{t-1} + \delta_3 \pi_{t-1} + \varepsilon_{5t}$$

$$\text{Modelo 6: } i_t = \delta_0 + \delta_1 i_{t-1} + \delta_2 y_{t-1} + \delta_3 \pi_{t-1} + \delta_4 \pi_{t-1} + \varepsilon_{6t}$$

Verifica-se que o Modelo 1 é o mais geral, incluindo como variáveis explicativas duas defasagens da taxa de juros ( $i_{t-1}$  e  $i_{t-2}$ ), o *gap* corrente e passado do produto, o desvio inflacionário corrente e passado e o desvio corrente e passado das expectativas de inflação; os demais modelos são mais parcimoniosos, face ao Modelo 01, já que incluem um número menor de variáveis explicativas; suas especificações são inteligíveis para o leitor. Todos os modelos foram estimados com constantes.

Essas especificações, de certa forma, foram escolhidas arbitrariamente. Um número maior de modelos poderia ter sido testado, porém tal exercício daria maior exaustão ao trabalho e não chegaria necessariamente a modelos com melhor ajuste aos dados. No entanto, esse experimento pode ser ampliado em futuros trabalhos.

A Tabela 3 apresenta os valores encontrados para os coeficientes estimados dos regressores em cada modelo e para os desvios-padrão (valores entre parênteses); além disto, para cada modelo, são listadas as seguintes estatísticas:  $R^2$  ajust. – o coeficiente de determinação ajustado; AIC – o critério de informação de Akaike; SIC – o critério de informação de Schwarz; HQ – o critério de informação Hannan-Quinn; LM – a estatística (p-valor) do teste de auto-correlação dos resíduos de Breusch-Godfrey<sup>6</sup>. A significância estatística dos coeficientes estimados é indicada por (\*\*\*) , quando ao nível de 1%, e (\*\*), quando a 5%.

Todos os modelos testados possuem coeficiente de determinação ajustado ( $R^2$  ajust.) acima de 0.98, indicando elevado ajuste das regras de política estimadas, ou seja, aproximadamente 98% das variações na meta de taxa Selic, no período de amostra, são explicados a partir das variáveis exógenas adotadas em cada especificação.

Observa-se que a primeira defasagem da taxa Selic é bastante significativa em todos os modelos testados, com elevado poder de explicação – coeficiente em torno de 1. Nas regras estimadas com duas defasagens, o valor do coeficiente da primeira defasagem aumenta, porém o valor líquido dos coeficientes da primeira e segunda defasagem continua em torno da unidade. Este resultado aponta para uma elevada inércia da política monetária no país, ao longo do período recente, e corrobora a tese de que a suavização (*smoothing*) dos ajustes de taxa de juros, por parte dos bancos centrais, pode ser vista como um fato estilizado nas economias modernas (Woodford, 2003; Blinder, 2006; Galí & Gertler, 2007).

---

<sup>6</sup> Todos os modelos testados apresentaram auto-correlação dos resíduos, pela estatística LM (p-valor), ao nível de 10% de significância. Logo, aplicou-se o *método de correção de Newey-West* em todos os modelos testados. As estatísticas reportadas, portanto, dizem respeito às regressões de mínimos quadrados corrigidas do problema de auto-correlação dos resíduos.

Por sua vez, em todos os modelos em que aparece, a primeira defasagem das expectativas de inflação é a variável com maior poder de explicação sobre as decisões de taxa de juros do BCB – variando o coeficiente entre 1.5 a 2.2. Apenas no Modelo 6 esta variável não possui significância estatística.

Pode-se dizer que as expectativas inflacionárias 12 meses à frente são uma informação de grande relevância na formação da estrutura de juros no Brasil recente. No entanto, o mesmo não ocorre com as expectativas inflacionárias correntes, as quais não apresentam significância estatística (Modelo 1 e outros modelos testados)<sup>7</sup>. Grosso modo, tomando como base a significância estatística e o elevado coeficiente encontrado para a primeira defasagem do desvio das expectativas de inflação como determinante das decisões de meta de taxa Selic, pode-se concordar com as palavras de Minella et. al. (2003, p. 13), embora os últimos a partir de uma outra amostra, de que “*we can conclude that the Central Bank has been reacting strongly to expected inflation. It conducts monetary policy on a forward-looking basis, and responds to inflationary pressures*”.

Já o desvio corrente e passado da inflação, embora com coeficientes expressivos, não demonstrou confiança estatística, como se observa nos Modelos 1, 5 e 6. E o *gap* do produto, apesar de significativo estatisticamente na maioria dos casos, apresenta pouco poder de explicação na regra de política do BCB – com valor do coeficiente variando entre 0.023 a 0.038.

Algumas observações devem ser feitas a respeito do *gap* do produto e de sua baixa capacidade explicativa nas regras testadas. Como se disse na metodologia do trabalho, utilizou-se a série de produção industrial mensal da economia brasileira, divulgada pelo IBGE, como *proxy* do *gap* do PIB. Ademais, a variável *y* nas regras é extraída pelo filtro HP, ou seja, o *gap* do produto usado nos modelos deste trabalho é formado pelo componente de ciclo extraído pelo filtro estatístico.

Assim, pode-se argumentar no sentido de que esta variável não representa com exatidão as informações de atividade econômica usadas pelo BCB ao decidir sobre a meta de taxa Selic, o que estaria sendo refletido nos reduzidos valores captados pelos coeficientes nos modelos testados. Não obstante, o procedimento aqui adotado – o uso da variável produção industrial e do filtro HP – é amplamente implementado (Conferir Bogdanski, Tombini & Werlang (2000) e Minella et. al. (2003)).

Os critérios utilizados para a escolha dos modelos que melhor se ajustam aos dados foram os de Akaike (AIC), Schwarz (SIC) e Hannan-Quinn (HQ). Estatísticas menores para esses testes indicam melhor ajuste do respectivo modelo aos dados reais, em relação aos demais modelos. Como se verifica pela Tabela 3, o modelo que apresentou menores valores para os critérios AIC, SIC e HQ – indicando melhor

---

<sup>7</sup> Este resultado pode ser interpretado pela existência de uma inércia na compreensão e avaliação das expectativas que estão sendo divulgadas contemporaneamente, de maneira que as decisões em *t* levam em conta as expectativas em *t-1*, as quais já foram “digeridas” pelo BCB.

aderência aos dados – foi o **Modelo 2**. Concomitantemente, este foi o modelo que apresentou maior valor para o coeficiente de determinação ajustado ( $R^2$  ajust.). A regra de política é a seguinte:

$$i_t = -2.010727 + 1.207118 i_{t-1} - 0.207723 i_{t-2} + 0.029178 y_{t-1} + 1.91482 \pi_{t-1}^e + \varepsilon_{2t}$$

**Tabela 3 – Modelos multivariados estimados para o nível da taxa de juros: coeficientes estimados para os regressores, desvios-padrão e estatísticas de ajuste e previsão – regressões corrigidas da auto-correlação dos resíduos pelo método de Newey-West**

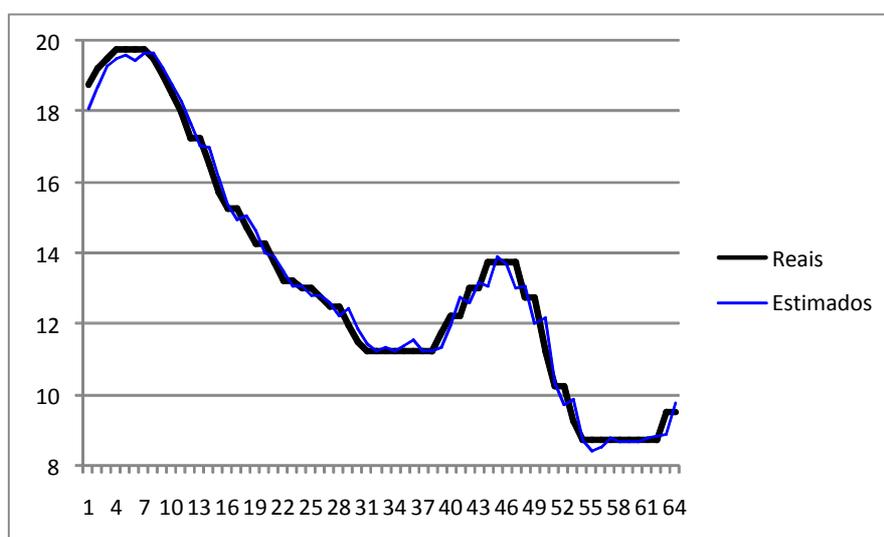
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
constante	-1,877542 (-1.580625)	-2.010727** (0.841051)	-2.403955** (1.023601)	-1.914102** (0.879057)	-1.303798 (1.182822)	-2.543171 (1.277649)
$i_{t-1}$	1.192677*** (0.163129)	1.207118*** (0.154345)	1.260665*** (0.112840)	1.005362*** (0.019177)	1.003605*** (0.019747)	1.007989*** (0.019776)
$i_{t-2}$	-0.192486 (0.162228)	-0.207723 (0.152753)	-0.259037** (0.115755)	-	-	-
$y_t$	-0.001835 (0.007766)	-	0.023023 (0.013090)	-	-	-
$y_{t-1}$	0.030541** (0.013861)	0.029178** (0.011350)	-	0.038009*** (0.010372)	0.038297*** (0.010898)	0.035343*** (0.010615)
$\rho_t$	0.778839 (0.802883)	-	-	-	-	-
$\rho_{t-1}$	0.668314 (1.008423)	-	-	-	1.134988 (1.088104)	0.809099 (1.040037)
$\rho_t^e$	-1.552016 (0.966811)	-	-	-	-	-
$\rho_{t-1}^e$	1.878045** (0.781797)	1.914820** (0.800185)	2.283117** (0.969713)	1.721361** (0.839399)	-	1.508513 (0.875983)
$R^2$ ajust.	0.989377	0.989580	0.989087	0.988961	0.988711	0.988914
AIC	0.899927	0.825801	0.872063	0.884158	0.906520	0.902660
SIC	1.203520	0.994463	1.040726	1.017967	1.040328	1.069920
HQ	1.019527	0.892245	0.938508	0.936954	0.959316	0.968655
LM	0.083 (6 lgs)	0.033 (5 lgs)	0.016 (1 lag)	0.037 (6 lgs)	0.037 (3 lgs)	0.061 (6 lgs)

Fonte: elaboração própria a partir das estatísticas do software econométrico utilizado.

Grosso modo, os sinais dos coeficientes ( $\delta_0$ ,  $\delta_1$ ,  $\delta_2$ ,  $\delta_3$  e  $\delta_4$ ) estão como o esperado pela teoria. A política monetária age contra-ciclicamente face ao *gap* do produto ( $\delta_3 > 0$ ), embora essa resposta seja tecnicamente nula; no entanto, a resposta face a uma mudança no desvio das expectativas de inflação indica alto teor contra-cíclico, uma vez que  $\delta_4 > 1$ , ou seja, diante de uma elevação das expectativas de inflação, a meta de taxa Selic aumenta mais do que proporcionalmente. Isto implica aumento da taxa real de juros esperada na economia, em consonância com o *princípio de Taylor*<sup>8</sup>. A constatação de um  $\delta_4 > 1$  é consistente também com uma série de trabalhos empíricos aplicados ao caso Brasileiro, sob o regime de metas para inflação, dentre os quais Minella et. al. (2003), Holland (2005) e Barbosa & Soares (2006).

A inércia da política monetária, contudo, apresenta teor extremo, visto que  $\delta_1 > 1$ . Embora  $\delta_1 + \delta_2 < 1$ ,  $\delta_2$  não é significativo. Neste caso, pelo componente de inércia, a meta Selic apresentaria, *coeteris paribus*, um aumento ao longo do tempo; o termo de constante  $\delta_0 < 0$ , por sua vez, contribui para a tendência observada de queda da Selic no período amostral, dado que  $\delta_0 + \delta_1 < 0$ . Os Gráficos 3 e 4 apresentam, para a regra de política 2, os valores reais *versus* os valores estimados para a meta Selic e os resíduos entre ambas as variáveis, respectivamente.

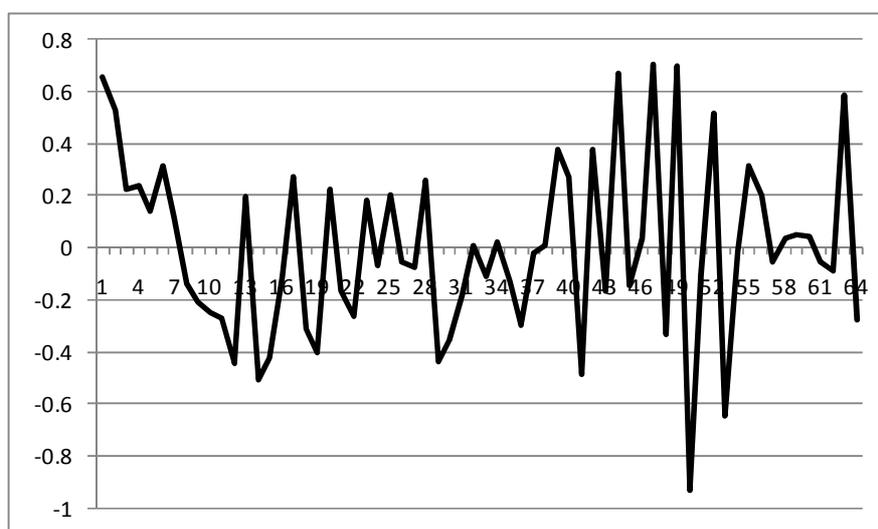
**Gráfico 3 – Modelo 2: Valores reais e valores estimados para o nível da taxa Selic no período jan/2005 – jun/2010**



Fonte: elaboração própria a partir das estatísticas do software econométrico utilizado.

<sup>8</sup> A idéia de que o coeficiente de resposta da taxa nominal de juros, diante de uma elevação da inflação, deve ter magnitude maior que 1, a fim de que haja elevação da taxa real de juros.

**Gráfico 4 – Modelo 2: Resíduos (Valores reais – Valores estimados) no período jan/2005 – jun/2010.**



Fonte: elaboração própria a partir das estatísticas do software econométrico utilizado.

### 3 – Modelagem univariada ARMA

#### 3.1 – Método

Uma análise univariada da taxa Selic pode ser feita a partir da metodologia dos modelos *auto-regressivos de média móvel (ARMA)*<sup>9</sup>. Os mesmos são compostos de dois componentes:

##### a. Modelo auto-regressivo (AR):

Caracteriza-se pela determinação do valor da variável dependente no período  $t$  a partir de seus valores observados nos períodos  $t-1$  a  $t-p$ , sendo  $\phi_i = 1, \dots, p$  o coeficiente de correlação entre o valor em  $t$  e o valor no período  $t-1$  a  $t-p$ . Adiciona-se um termo aleatório de ruído branco  $\varepsilon_t$ . Logo:

$$\hat{i}_t = \phi_1 \hat{i}_{t-1} + \phi_2 \hat{i}_{t-2} + \dots + \phi_p \hat{i}_{t-p} + \varepsilon_t$$

##### b. Modelo com médias móveis (MA – Moving Average):

Caracteriza-se pela determinação do valor da variável dependente no período  $t$  a partir dos valores corrente e passados observados para o ruído branco (choque aleatório), sendo  $\theta_i = 1, \dots, q$ , o coeficiente de correlação entre a variável dependente em  $t$  e os resíduos observados nos períodos  $t-1$  a  $t-q$ . Logo:

$$\hat{i}_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

<sup>9</sup> Não serão descritas aqui as propriedades estatísticas detalhadas dos modelos ARMA ou ARIMA, por motivo de objetividade. Para maiores detalhes, conferir Morettin & Tolo (1987).

c. Modelo Autoregressivo de Média Móvel (ARMA):

Caracteriza-se pela soma dos componentes AR e MA:

$$\hat{i}_t = \mu + \phi_1 \hat{i}_{t-1} + \phi_2 \hat{i}_{t-2} + \dots + \phi_p \hat{i}_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

Assim, o ARMA é a combinação dos modelos AR e MA, sendo  $\mu$  uma constante que pode ser adicionada.

3.2 – Resultados

Abaixo, a análise do correlograma da variável  $i_t$  – por meio da identificação dos valores que estão fora dos intervalos de confiança – permite verificar um processo AR(1) e MA(1:12), tomando como base as funções auto-correlação parcial (Partial Correlation) e auto-correlação (Autocorrelation), respectivamente. Assim, inicialmente, testa-se o modelo ARMA (1;1:12) – leia-se: modelo AR(1) com MA(1 a 12) – com constante:

$$i_t = \mu + \phi_1 i_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_{12} \varepsilon_{t-12}$$

**Figura 1 – Correlograma: Funções de Autocorrelação (AC) e Autocorrelação Parcial (PAC) Taxa de juros Selic**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.970	0.970	65.001	0.000	
2	0.930	-0.187	125.72	0.000	
3	0.876	-0.252	180.38	0.000	
4	0.810	-0.165	227.93	0.000	
5	0.740	-0.043	268.18	0.000	
6	0.663	-0.068	301.08	0.000	
7	0.586	-0.005	327.23	0.000	
8	0.508	-0.039	347.22	0.000	
9	0.431	-0.025	361.86	0.000	
10	0.358	0.016	372.14	0.000	
11	0.290	0.020	379.01	0.000	
12	0.230	0.045	383.40	0.000	
13	0.179	0.071	386.12	0.000	
14	0.136	-0.009	387.72	0.000	
15	0.099	-0.027	388.58	0.000	
16	0.075	0.123	389.08	0.000	
17	0.055	-0.047	389.36	0.000	
18	0.043	0.006	389.54	0.000	
19	0.032	-0.102	389.64	0.000	
20	0.021	-0.055	389.68	0.000	
21	0.013	0.003	389.70	0.000	
22	-0.000	-0.104	389.70	0.000	
23	-0.011	0.035	389.71	0.000	
24	-0.023	0.000	389.77	0.000	

Fonte: Saída do pacote econométrico E-views 6 a partir dos dados da amostra.

Observando a Tabela 4, verifica-se que apenas os coeficientes dos componentes AR(1), MA(3), MA(8), MA(9) e MA(10) são significativos a 5%. Logo, eliminam-se do modelo os demais componentes e testa-se o modelo ARMA(1; 3 e 8:10) – leia-se: modelo AR(1) com MA(3 e 8 a 10)

$$i_t = \phi_1 i_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_3 \varepsilon_{t-3} - \theta_8 \varepsilon_{t-8} - \theta_9 \varepsilon_{t-9} - \theta_{10} \varepsilon_{t-10}$$

A Tabela 5 apresenta as estatísticas desta nova especificação. O modelo ARMA (1; 3 e 8:10) apresentou auto-correlação dos resíduos, ao se aplicar o teste *Breusch-Godfrey* com 02 lags (estatística LM p-valor = 0.0236). Como resposta, aplicou-se o método de correção de *Newey-West*. Logo, as estatísticas da Tabela 5 dizem respeito ao modelo ARMA (1; 3 e 8:10) já corrigido do problema de auto-correlação dos resíduos e eventual heterocedasticidade.

**Tabela 4 – Valores dos coeficientes, desvios-padrão estatísticas t e p-valor para o modelo ARMA(1;1:12)**

Variável	Coeficiente	Erro padrão	t-estat.	Prob.
Constante	2,129632	18,28554	0.116465	0.9077
AR(1)	0.986497	0.024675	39,97948	0.0000
MA(1)	0.069386	0.140807	0.492772	0.6243
MA(2)	0.251552	0.139420	1,80428	0.0771
MA(3)	0.523327	0.136839	3,82439	0.0004
MA(4)	-0.192068	0.126477	-1,51860	0.1350
MA(5)	0.138761	0.118818	1,16785	0.2483
MA(6)	-0.158002	0.124335	-1,27078	0.2096
MA(7)	0.039082	0.127462	0.306618	0.7604
MA(8)	-0.276670	0.129492	-2,13659	0.0375
MA(9)	-0.607236	0.126655	-4,79440	0.0000
MA(10)	-0.338921	0.126079	-2,68816	0.0097
MA(11)	-0.182940	0.134595	-1,35919	0.1801
MA(12)	-0.229556	0.139348	-1,64735	0.1056

Fonte: elaboração própria a partir das estatísticas do software econométrico utilizado.

**Tabela 5 – Valores dos coeficientes, desvios-padrão, estatísticas-t e p-valor para o modelo ARMA(1;3 e 8:10)**

Variável	Coefficiente	Erro padrão	t-estat.	Prob.
AR(1)	0,988594	0,002854	346,3518	0
MA(3)	0,394089	0,110419	3,569033	0,0007
MA(8)	-0,158717	0,088569	-1,792015	0,0782
MA(9)	-0,462086	0,07831	-5,900741	0
MA(10)	-0,209688	0,077039	-2,721854	0,0085

Fonte: elaboração própria a partir das estatísticas do software econométrico utilizado.

Por sua vez, ao se observar os valores na Tabela 5, pode-se notar que o componente MA(8) não possui significância a 5%. O próximo passo, portanto, será rodar o modelo ARMA(1; 3 e 9:10) – leia-se modelo AR(1) com MA(3 e 9 a 10):

$$i_t = \phi_1 i_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_3 \varepsilon_{t-3} - \theta_9 \varepsilon_{t-9} - \theta_{10} \varepsilon_{t-10}$$

A Tabela 6 apresenta as estatísticas desta nova especificação. A mesma apresentou auto-correlação dos erros, pelo teste *Breusch-Godfrey* com 02 lags (estatística LM p-valor = 0.0058). As estatísticas da Tabela 6 se referem ao Modelo ARMA(1; 3 e 9:10) com correção pelo método de *Newey-West*. Como o coeficiente de MA(10) não apresentou significância estatística, procedeu-se em mais uma re-especificação, com o modelo ARMA(1; 3 e 9) abaixo, cujas estatísticas se encontram na Tabela 7:

$$i_t = \phi_1 i_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_3 \varepsilon_{t-3} - \theta_9 \varepsilon_{t-9}$$

**Tabela 6 – Valores dos coeficientes, desvios-padrão, estatísticas-t e p-valor para o modelo ARMA(1;3 e 9:10)**

Variável	Coefficiente	Erro padrão	t-estat.	Prob.
AR(1)	0,989515	0,004122	240,042	0,000
MA(3)	0,628698	0,066322	9,47949	0,000
MA(9)	-0,651351	0,049394	-13,1867	0,000
MA(10)	0,061749	0,057135	1,08077	0,2841

Fonte: elaboração própria a partir das estatísticas do software econométrico utilizado.

**Tabela 7 – Valores dos coeficientes, desvios-padrão, estatísticas-t e p-valor para o modelo ARMA (1; 3 e 9)**

Variável	Coeficiente	Erro padrão	t-estat.	Prob.
AR(1)	0,9895	0,0039	256,2097	0,000
MA(3)	0,5887	0,0846	6,9630	0,000
MA(9)	-0,6341	0,0666	-9,5216	0,000

Fonte: elaboração própria a partir das estatísticas do software econométrico utilizado.

Chega-se desta forma a um modelo univariado com significância estatística em todos os componentes. As estatísticas da Tabela 7 foram apuradas por meio do método de correção de *Newey-West*, visto que o modelo apresentou auto-correlação nos erros, pelo teste *Breusch-Godfrey* com 02 lags (estatística LM p-valor = 0.0221). O modelo ARMA (1; 3 e 9), portanto, é dado por:

$$i_t = 0.9895 i_{t-1} + \varepsilon_t - 0.5887 \varepsilon_{t-3} + 0.6341 \varepsilon_{t-9}$$

A próxima etapa será testar a robustez deste último modelo em comparação com os demais já testados, através de critérios de qualidade de ajuste aos dados: os critérios de *Akaike* (AIC), *Schwarz* (SIC) e *Hannan-Quinn* (HQ), amplamente usados na literatura econométrica como critérios de seleção de melhores modelos.

A Tabela 8 abaixo mostra as estatísticas para cada modelo ARMA testado, além de apresentar as estatísticas para o *melhor modelo multivariado testado na seção anterior* (Modelo 2), nos três critérios de ajuste adotados:

**Tabela 8 – Critérios de melhor ajuste aos dados**

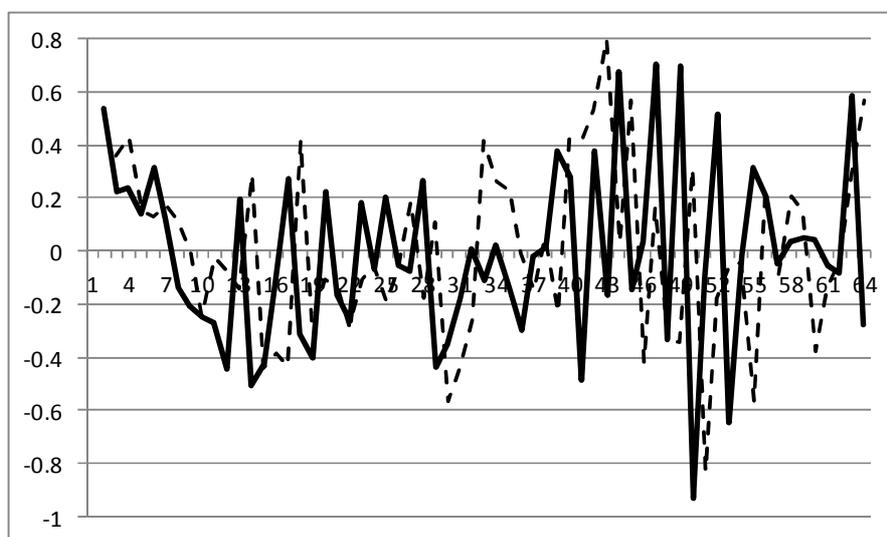
Modelo/Critério	AIC	SIC	HQ
ARMA(1;1:12)	0,71193	1,18026	0,896716
ARMA(1;3 e 8:10)	0,732292	0,899552	0,798287
ARMA(1;3 e 9:10)	0,69263	0,826439	0,745426
ARMA(1;3 e 9)	0.677663*	0.77802*	0.71726*
Multivariado 2	0,825801	0,994463	0,892245

(\*) Melhor estatística ou ajuste aos dados.

Fonte: elaboração própria a partir das estatísticas do software econométrico utilizado.

Como se verifica, o modelo ARMA (1; 3 e 9) possui melhor ajuste aos dados e deveria ser escolhido como opção de previsão para o comportamento futuro da meta de taxa Selic. O melhor modelo multivariado foi o Modelo 2; no entanto, nos três critérios de informação (AIC, SIC e HQ – veja Tabelas 3 e 8), o melhor modelo univariado ARMA apresenta vantagens, com estatísticas expressivamente menores – o que denota maior qualidade de ajuste aos dados observados. O Gráfico 5 abaixo mostra o comportamento dos resíduos dos dois modelos, o Modelo 2 – melhor modelo multivariado testado – e o modelo ARMA (1; 3 e 9), melhor modelo univariado testado. A maior volatilidade dos resíduos do Modelo 2 pode ser verificada visualmente.

Gráfico 5 – Resíduos dos modelos. Modelo 2 ( \_\_ ) e ARMA (1; 3 e 9) ( \_ \_ )



Fonte: elaboração própria a partir das estatísticas do software econométrico utilizado.

### Últimas considerações: pragmatismo e previsão

As decisões econômicas – sejam as tomadas por famílias e empresas, sejam as tomadas pelos governos – possuem impactos cujos desdobramentos serão integralizados num futuro incerto. Por isto, a habilidade de se prever determinados cenários e comportamentos de variáveis econômicas é de extrema importância para que as decisões sejam pautadas em informação de qualidade – ainda que sujeita sempre a um nível de desconhecimento sobre as leis determinantes dos fenômenos em questão.

O pragmatismo e a recorrência fluida que caracterizam as decisões econômicas requerem métodos de previsão que evitem, ao máximo, controvérsias e complexidades na coleta, no tratamento e processamento de dados. Os métodos univariados tipo ARMA, ou ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*) – para séries cujos valores originais não sejam estacionários –, representam meios de se alcançar previsões

confiáveis e de forma pragmática, se comparado com o esforço empreendido com os métodos multivariados, nos quais problemas teóricos e metodológicos estão freqüentemente presentes.

Obviamente, essa vantagem relativa dos métodos de previsão univariados face aos multivariados não implica abandono destes últimos. Atualmente, a elevada e crescente capacidade de transferência e processamento de dados permite um uso combinado de ambas as metodologias de previsão, a fim de que a informação disponível seja tratada da melhor forma possível e as decisões econômicas sejam feitas com uma base informacional de maior qualidade. Ainda assim, havendo formas de restrição no acesso à tecnologia de transferência e processamento de dados, a seleção de modelos univariados de previsão parece ser um caminho natural por parte dos tomadores de decisão.

### Referências Bibliográficas

- Ball, L. (1999). “Efficient rules for monetary policy”. **International Finance**, v. 2, n. 1, pp. 63-83, Apr/1999.
- Barbosa, F. H. & Soares, J.J.S. (2006). Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. In: **Encontro da Anpec, 2006**.
- Blinder, A. S. (2006). “Monetary policy today: sixteen questions and about twelve answers”. **CEPS working papers**, nº 129, 2006.
- Box, G. & Jenkins, G. (1970). “**Time series analysis: Forecasting and control**”, San Francisco: Holden-Day, 1970.
- Clarida, R., Galí, J. & Gertler, M. (1999). “The science of monetary policy: a new Keynesian perspective”. **Journal of Economic Literature**, v. XXXVII: 1661-1707, 1999.
- Dikey, D. A., Fuller, W. A. (1979). “Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root”. **Journal of the American Statistical Association**, Boston, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.
- Dikey, D. A., Fuller, W. A. (1981). “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”. **Econometrica**, Menasha, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.
- Enders, W. (2004). **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 2004, 2ª ed., p. 466, 2004.
- Fuller, W. A. (1976). **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley & Sons, p. 424, 1976.
- Galí, J. & Gertler, M. (2007). “Macroeconomic Modeling for Monetary Policy Evaluation”. **Journal of Economic Perspectives**, 21, 25-45, 2007.
- Haldane, A. G. & Batini, N. (1998). Forward-looking rules for monetary policy”. **NBER Working Papers Series**, n. 6543, 1998.
- Hill, R. C., Griffiths W. E., Judge, G. G. (1998). **Undergraduate Econometrics**, New York, John Wiley & Sons., 1998.

- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997). “Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation”. **Journal of Money Credit and Banking**, n. 29: 1-16, 1997.
- Holland, M. (2005). **Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting**. Berkeley: University of California, 2005.
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P. C. B.; Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?”. **Journal of Econometrics**, 54(1-3): 159-178, 1992.
- Maddala, G. S. (1992). **Introduction to econometrics**, 2nd edition. New York: MacMillan, 1992.
- Minella, A.; de Freitas, P.S.; Goldfajn, I. & Muinhos, M.K. (2003). “Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges”. **BIS Papers**, n. 19: 106-133, 2003.
- Morettin, P. A. & Toloi, C. M. C. (1987). **Previsão de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Atual Editora, 1987.
- Svensson, L. E. O. (1997). “Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets”. **European Economic Review**, 41, pp. 1111-1146, 1997.
- Taylor, J. B. (1993). “Discretion versus Policy Rules in Practice”. **Carnegie-Rochester Conference Series Public Policy**, 39: 195-214, 1993.
- Woodford, M. (2003). **Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy**. Princeton University Press, 2003.
- Wooldridge, J. M. (2009). **Introductory Econometrics: A Modern Approach**, South-Western College Publishing, 2009.