

A SENSIBILIDADE DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL: 1995-2005

Rodrigo M. Policano¹
Rodrigo D. L. S. Bueno²

Resumo: Neste trabalho, estimamos uma função de reação para o Banco Central do Brasil pelo método *Time Varying Parameter* (TVP), no qual se permite que os seus coeficientes variem período a período, seguindo um processo de *random walk*. Os resultados dividem a condução da política monetária em dois períodos. No primeiro período, relativo ao regime de câmbio administrado, a taxa de juros reagiu mais fortemente ao produto e às reservas cambiais. Observamos, neste período, que a resposta ao produto dependeu do próprio nível desta variável. No segundo período, associado ao regime de metas de inflação, a taxa de juros reage principalmente às expectativas de inflação. A reação às expectativas passou a ser ainda mais intensa a partir de 2003.

Palavras-Chaves: Regra de Taylor, Política Monetária, Regime de Metas, Coeficientes Variantes

JEL: E43, C32, C51

ÁREA ANPEC: 3

¹ Mestrando em Teoria Econômica, IPE-USP. Email: rodrigosp@ig.com.br

² Professor CFC-EAESP-FGV e pesquisador do CEPESP. Email: rdbueno@fgvsp.br.

1. INTRODUÇÃO

A regra de Taylor essencialmente estabelece que a taxa de juros fixada pelo Banco Central – BC – depende da taxa de inflação e do hiato do produto³. Em um modelo no qual a regra é derivada de um problema de maximização das preferências do BC, os coeficientes de resposta à inflação e ao hiato do produto, por sua vez, dependerão da estrutura da economia concebida pelo BC e da importância que este atribui aos objetivos conflitantes de política: estabilização da inflação ou do produto.

Tanto as preferências do BC como o conhecimento que ele possui sobre o funcionamento da economia estão permanentemente se alterando. Logo, não seria surpresa se os coeficientes da função de reação do BC também se alterassem. Certas características do Brasil reforçam o argumento de que os coeficientes da função de reação não deveriam ser estáveis: a mudança de regime cambial em janeiro de 1999, a maior rotatividade de presidentes e diretores do Banco Central e os choques de diversas naturezas pelos quais a economia passou recentemente, entre outros.

Vários autores encontrados na literatura internacional examinam esse tema de variação dos parâmetros da função de reação como Clarida, Galí e Gertler (2000), Cogley e Sargent (2001), Boivin (2005) e mesmo Woodford (2003) provê argumentos teóricos que sustentam esse fato, particularmente no que se refere à taxa natural de juros.

Na literatura nacional, há poucos trabalhos que exploram a questão. Um deles é Salgado, Garcia e Medeiros (2001). Eles aplicam o método TAR (*Threshold Auto-Regressive*), de sorte que taxa de juros segue dois regimes diferentes: com crise externa e sem crise. Num dado período, o que determina o regime em que a taxa de juros se encontra é o valor assumido pela a variável *threshold* (variação das reservas cambiais) escolhida exogenamente. A motivação é que em períodos de crises externas, o BC fixaria a Selic levando em consideração à situação das contas externas; já em períodos de normalidade, a Selic seria determinada de acordo, fundamentalmente, com as variáveis internas: inflação e produto. Bueno (2005) empregou o método *Markov-Switching Regimes* para identificar endogenamente os diferentes regimes de política monetária.

No entanto, se o interesse for em analisar mudanças mais graduais ao longo do tempo, um método de estimação que permita a evolução dos coeficientes período a período torna-se mais atraente.

Assim, neste trabalho, estima-se uma função de reação para o Banco Central do Brasil pelo método *Time Varying Parameter* (TVP), pelo qual os coeficientes possam variar período a período, com o objetivo de analisar a evolução dos parâmetros de política e, por este meio, constatar ou identificar padrões advindos por choques na economia, mudanças no BC, mudanças no câmbio, etc. Para isso, usa-se o método de Filtro de Kalman, estimado por máxima verossimilhança.

³ Definido como o desvio percentual do produto em relação ao produto potencial da economia.

Os resultados dividem a condução da política monetária em dois períodos. No primeiro período, relativo ao regime de câmbio administrado, a taxa de juros reagiu mais fortemente ao produto e às reservas cambiais. Observa-se, nesse período, que a resposta ao produto dependeu do próprio nível desta variável. No segundo período, associado ao regime de metas de inflação, a taxa de juros reagiu principalmente às expectativas de inflação. A reação às expectativas passou a ser ainda mais intensa a partir de 2003.

Na literatura empírica em geral sobre regra de juros no Brasil, encontra-se uma variedade de métodos de estimação e de períodos incluídos na amostra. Essas diferenças são responsáveis pelos resultados conflitantes, particularmente, encontrados para o coeficiente de resposta da Selic à taxa de inflação, que é o parâmetro mais crítico para a política monetária. Observamos que a delimitação do período analisado e a postura assumida pelo banco central (*backward-looking* ou *forward-looking*) são fundamentais para o resultado.

De forma geral, os trabalhos na literatura que estimam uma função de reação do banco central apenas para o período de vigência do regime de metas de inflação assumem uma postura *forward-looking* e incluem na função a expectativa de inflação. Os trabalhos que analisam o comportamento da política monetária num período anterior ao regime de metas incluem na função a taxa de inflação passada ou corrente.

Alguns resultados que se repetem com frequência. Salgado, Garcia e Medeiros (2001), Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2003), Arquete e Jayme Júnior (2004) e Bueno (2005) encontram uma alta persistência da taxa de Selic desde a implementação do Plano Real. Além disso, a sensibilidade da Selic ao hiato do produto mostrou-se sistematicamente não significativa nestes trabalhos⁴.

É importante incluir uma variável na função de reação do Banco Central que reflita a situação externa da economia, em razão de sua sensibilidade aos choques internacionais. Alguns trabalhos mostram que a variável externa, quando incluída na função de reação, é estatisticamente significativa, outros indicaram que não. Testaremos em que medida este resultado depende do período abrangido pela amostra.

A próxima seção define os fundamentos teóricos da chamada Regra de Taylor. Em seguida, trata-se da especificação econométrica do modelo. Na seção 4, discutem-se os resultados empíricos supondo um modelo abrangendo os anos de 1995 a 2005. Na seção 6, estuda-se, especificamente, o regime de metas inflacionárias. Finalmente, conclui-se na seção 6.

2. Fundamentos Teóricos

De acordo com a regra de Taylor, a taxa de juros responde à taxa de inflação e ao desvio do produto em relação ao seu nível natural.

$$i_t = \phi_1 + \phi_2 \pi_t + \phi_3 y_t, \quad (2.1)$$

⁴ Quando mostrou-se significativo, o coeficiente apresentou sinal negativo.

em que

i_t é a taxa de juros no período t ;

π_t é a inflação no período t ;

y_t é o hirato do produto observado em t .

Pode-se derivar a regra a partir de um modelo de otimização intertemporal⁵ das preferências do banco central. Assume-se que essas preferências sejam descritas por uma função de perdas quadrática:

$$L = \frac{1}{2} E_t \sum_{t=1}^{\infty} \theta^t [\lambda (\pi_{t+i})^2 + (y_{t+i})^2] \quad (2.2)$$

em que:

E_t é o operado esperança;

θ é o fator de desconto intertemporal;

λ é o peso relativo atribuído ao desvio do produto potencial.

As restrições com que o banco central se defronta ao realizar a minimização de (2.2) são descritas pela curva de demanda (2.3) e pela curva de Phillips (2.4).

$$y_t = \rho y_{t-1} - \gamma r_{t-1} + u_t \quad (2.3)$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha y_t + \delta_t \quad (2.4)$$

em que

r é a taxa real de juros;

u e δ são termos aleatórios independentes e com média zero.

A minimização de (2.2) sujeita a (2.3) e (2.4) indica-nos a regra de juros ótima:

$$i_t = \left(1 + \frac{q}{\gamma}\right) \pi_t + \left(\frac{\rho + q\alpha}{\gamma}\right) y_t \quad (2.5)$$

em que

$$q = \frac{(-\lambda\alpha + \sqrt{\alpha^2\lambda^2 + 4\lambda})}{2}.$$

Em uma economia aberta sob regime de taxas de câmbio flutuante, o banco central pode ter também entre os seus objetivos a redução da volatilidade da taxa de câmbio⁶. Calvo e Reinhart (2000) mostram que grande parte das economias

⁵ Ball (1999)

emergentes que adotam o regime de câmbio flutuante utilizam, na prática, a política monetária para intervir no mercado de câmbio. Os autores argumentam que, além dos seus impactos inflacionários, as desvalorizações cambiais são extremamente custosas para economias altamente endividadas em moeda estrangeira. Tal cenário geraria o comportamento de *fear of floating*, o que justificaria a inclusão da variação cambial na regra de juros.

Adicionalmente, pode-se incluir na regra a variação das reservas cambiais. Numa economia que opere sob um regime de taxa de câmbio administrado, o banco central deve fixar a taxa de juros num nível consistente com a taxa de câmbio desejada. A variação das reservas reflete a consistência da taxa de juros a um dado valor da taxa de câmbio. De forma genérica, a função de reação para o banco central assume a forma:

$$i_t = \beta_0 + \beta_2 \pi_t + \beta_3 y_t + \beta_4 \Delta R_t + \beta_5 \Delta e_t, \quad (2.6)$$

em que

ΔR_t representa as variações nas reservas;

Δe_t representa variações cambiais.

A equação (2.6) aponta a taxa de juros desejada pelo banco central em um determinado momento. No entanto, o ajustamento para o nível desejado pode não ser imediato. Os bancos centrais tendem a suavizar as variações na taxa de juros. Argumenta-se, em favor da suavização, que o banco central prefere ajustar gradualmente a taxa de juros, pois movimentos bruscos poderiam desestabilizar os mercados financeiros⁷, e movimentos graduais são mais apropriados num ambiente de incerteza como no qual o banco central opera⁸. Assim, a regra assume a seguinte especificação:

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 \pi_t + \beta_3 y_t + \beta_4 \Delta R_t + \beta_5 \Delta e_t \quad (2.7)$$

Os coeficientes $\beta_2, \beta_3, \beta_4$ e β_5 representam o efeito imediato das variáveis explicativas sobre a taxa de juros. No entanto, as variáveis explicativas apresentam também efeitos secundários sobre a taxa de juros (i_t) por meio do termo inercial (i_{t-1}). Para representar esses efeitos secundários sobre a taxa de juros, podemos expressar a regra de longo prazo como:

$$i = \frac{\beta_0}{1 - \beta_1} + \frac{\beta_2}{1 - \beta_1} \pi_t + \frac{\beta_3}{1 - \beta_1} y_t + \frac{\beta_4}{1 - \beta_1} \Delta R_t + \frac{\beta_5}{1 - \beta_1} \Delta e_t \quad (2.8)$$

ou mais sucintamente

$$i = \phi_1 + \phi_2 \pi_t + \phi_3 y_t + \phi_4 \Delta R_t + \phi_5 \Delta e_t \quad (2.8')$$

⁷ Goodfriend (1991)

⁸ Sack (2000)

em que $\phi_1 = \frac{\beta_0}{1 - \beta_1}$, $\phi_i = \frac{\beta_i}{(1 - \beta_1)}$, $i = 2, 3, 4, 5$ representam os coeficientes de longo prazo das variáveis explicativas.

3. Modelo Econométrico

Usa-se o método de Filtro de Kalman para estimar o modelo. A equação de medida representa a função de reação proposta na seção anterior definida por:

$$i_t = \beta_{0t} + \beta_{1t} i_{t-1} + \beta_{2t} \pi_{t-1} + \beta_{3t} y_{t-2} + \beta_{4t} \Delta R_{t-1} + \beta_{5t} \Delta e_t + u_t \quad (3.1)$$

$$u_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_u^2).$$

As equações de transição descrevem as dinâmicas seguidas pelos coeficientes da equação de medida, as quais assumimos ser um *random walk*:

$$\beta_{it} = \beta_{it-1} + v_{it} \quad (3.2)$$

$$v_{it} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{vi}^2).$$

Igualmente a Boivin (2005) e Cogley e Sargent (2001, 2003), assume-se que os coeficientes sigam um processo *random walk*. Engle e Watson (1985) sugerem um processo de *random walk* para coeficientes nos casos de mudança estrutural no qual os agentes ajustam suas estimativas somente quando uma nova informação torna-se disponível.

Juntamente com a hipótese $E(\varepsilon_t, v_t) = 0$, as equações (3.1) e (3.2) expressam o modelo na forma de espaço de estado. Uma vez expresso desta forma, podemos aplicar o filtro de Kalman para obtermos os parâmetros variantes no tempo.

4. Resultados Empíricos

4.1. Dados

Os dados utilizados compreendem o período de janeiro/1995 a outubro/2005 e apresentam periodicidade mensal.

A taxa de juros (i_t) utilizada é a taxa Selic efetiva, baseada naquela fixada na reunião do Conselho de Política Monetária (COPOM) do respectivo mês⁹.

⁹ Taxa Selic do último dia do mês anualizada - base 252.

Usamos como taxa de inflação a variação mensal (anualizada) dessazonalizada do Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA/IBGE.

O hiato do produto é calculado a partir da aplicação do filtro Hodrick-Prescott sobre a série de produção industrial – IBGE (utilizada na literatura como *proxy* para o PIB por ser de periodicidade mensal). A variação da taxa de câmbio e a variação das reservas são, respectivamente, a variação percentual em relação ao mês anterior da taxa de câmbio e variação percentual em relação ao mês anterior das reservas no conceito liquidez internacional (fonte: BCB). Todos os dados são tomados em logaritmo natural.

Como o BC não dispõe dos valores contemporâneos das variáveis no momento em que decide o valor da taxa de juros, as variáveis entrarão na regra com defasagens. A taxa de inflação, variação das reservas e variação cambiais terão a defasagem de um mês. O hiato do produto terá a defasagem de dois meses, uma vez que é esse tempo que se leva para a apuração e divulgação do índice de produção industrial.

Nesta seção, apresentamos as trajetórias dos coeficientes da regra de juros estimada para o Brasil. Os coeficientes ($\beta_{t|t-1}$) reportados foram obtidos a partir do filtro básico (estimados para t com as informações disponíveis até $t-1$).

Inicialmente foi testada a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes da equação (3.1) contra a hipótese alternativa de que sigam um *random walk*. Assim, rejeita-se a nula de estabilidade dos coeficientes a 1% de significância. No anexo A é apresentado o teste LM sugerido por Kim e Nelson (1989).

Os parâmetros iniciais ($\beta_{0|0}$) são dados exogenamente ao modelo. Usamos como valores iniciais estimativas próximas daquelas encontradas na literatura. A sensibilidade dos resultados a mudança desses valores iniciais é maior para os períodos iniciais da nossa estimação. Portanto, reportaremos os resultados excluindo os seis meses iniciais (janeiro/1995 – maio/1995), que se mostraram mais sensíveis aos valores imputados inicialmente.

A seguir, nos gráficos 4.1 a 4.4, são reportadas as estimativas, mês a mês, respectivamente, dos coeficientes de inércia da taxa Selic, de intercepto, da resposta à variação das reservas e da resposta à variação cambial.

GRÁFICO 4.1 – Persistência de Juros
 $(\beta_{1,t|t-1})$

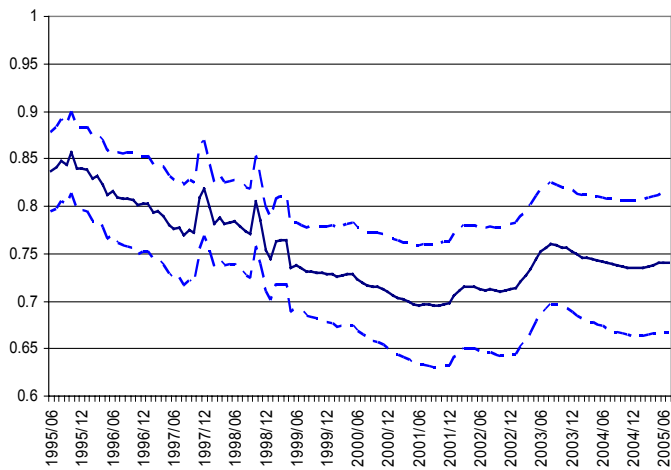


GRÁFICO 4.2 – Variação das Reservas
 $(\phi_{4,t|t-1})$

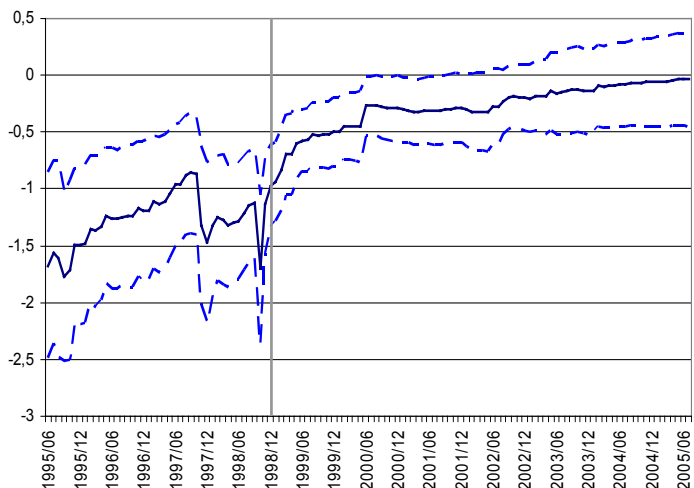


GRÁFICO 4.3 – Variação Cambial $(\phi_{5,t|t-1})$

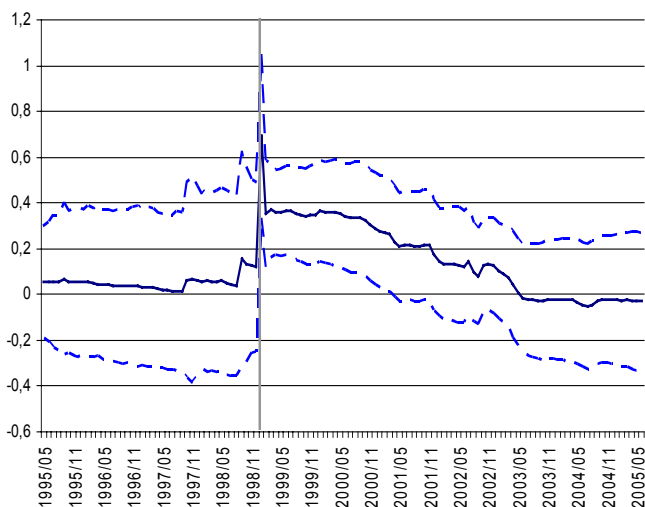
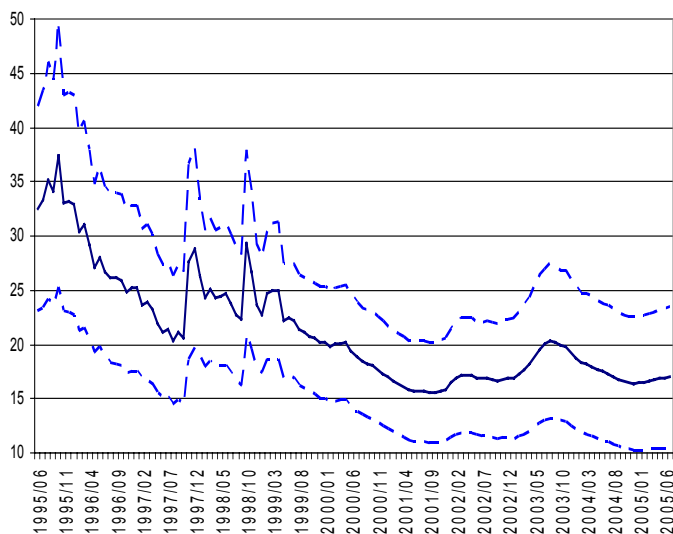


GRÁFICO 4.4 – Intercepto $(\phi_{1,t|t-1})$



Nota: As linhas tracejadas indicam +/- 1 desvio-padrão

Nos gráficos anteriores, nota-se uma mudança significativa do comportamento da política monetária após janeiro de 1999, quando o Banco Central do Brasil – BCB – permitiu a livre flutuação da taxa de câmbio. Em junho do mesmo ano, o BCB adotou o regime de metas de inflação.

No período entre janeiro/1995 e janeiro/1999, o BCB reagiu fortemente a variação das reservas. Uma variação de 1% no nível das reservas implicou uma variação entre 1% a 1,5 % da taxa Selic. Durante o período de transição entre o

fim do regime de taxa de câmbio administrada (janeiro/1999) e início do regime de metas (julho/1999), a resposta à variação das reservas sofreu um gradual enfraquecimento. E, a partir da adoção do regime de metas, a resposta tornou-se muito baixa.

A elevada sensibilidade da taxa de juros às reservas é justificável dentro de um regime de taxa de câmbio administrada. Nesse regime, o papel da taxa de câmbio era servir de âncora para o nível de preços. Enquanto que o equilíbrio das contas externas do país ficava a cargo da taxa de juros. Um influxo significativo de moeda estrangeira que fizesse aumentar as reservas, num dado momento, era um indicador de que não havia problemas de financiamento das contas externas do país. Diante disso, havia condições de se reduzir a taxa de juros tanto para reduzir o influxo de capitais estrangeiros como para elevar a demanda interna.

Por outro lado, uma saída líquida de moeda estrangeira que fizesse diminuir as reservas era um indicador de que estaria havendo dificuldades de financiamento das contas externas do país. O que deveria ser respondido com a elevação da taxa de juros pelo BCB tanto para atrair capitais estrangeiros como para reduzir a demanda interna, e, desta forma, reduzir o déficit comercial.

A resposta à variação cambial (gráfico 4.3) sofreu um substancial aumento em janeiro de 1999, acompanhando a abrupta desvalorização do Real naquele mês. Em seguida, observa-se um gradual retorno a um nível próximo de zero. Entre janeiro/1995 e dezembro/1998, a taxa de câmbio sofria pequenas desvalorizações mensais. A taxa de juros não as respondia, uma vez que eram desvalorizações administradas pelo próprio BCB. Após a adoção do regime de livre flutuação cambial, a taxa de câmbio desvalorizou-se nominalmente 64% durante janeiro de 1999. O temor dos impactos econômicos, sobretudo inflacionários, que uma desvalorização de tal magnitude pudessem ter, levou à elevação da taxa de juros. De acordo com o gráfico (4.3), o coeficiente de resposta ao câmbio foi cerca de 0,70 em fevereiro/1999, estabilizou-se em cerca de 0,35 até meados de 2000, e, a partir de então, declinou lentamente até um nível próximo de zero. Embora os coeficientes de 0,70 e, posteriormente, 0,35 possam parecer relativamente baixos, quando os multiplicamos pelas desvalorizações cambiais de cada período, encontramos que a variação cambial foi responsável por aproximadamente 18% taxa Selic em janeiro; e 20% em fevereiro e março. Desde então, com uma taxa de câmbio mais estável, o impacto total reduz-se expressivamente.

O coeficiente de intercepto (gráfico 4.4) representa a influência média sobre a taxa de juros das demais variáveis não incluídas na equação (3.1). Com exceção de dois significativos picos associados às crises financeiras internacionais (asiática – setembro/1997 e russa – agosto/1998), o coeficiente apresentou um lento declínio ao longo da segunda metade da década de 90, e, a partir de então, passou a oscilar entre 15% e 20%.

As crises asiática e russa interromperam a tendência de queda do intercepto e elevaram-no para próximo de 30%. O alto valor, 35%, encontrado no início da amostra pode estar associado à rigidez da política monetária que marcou o período inicial do Plano Real. A necessidade de dar credibilidade para o plano de estabilização levou o BCB a fixar a taxa Selic em um nível elevado independentemente das condições econômicas.

A partir da implementação do regime de metas, observamos um intercepto mais estável, sem responder às turbulências externas (crise argentina/2001). No entanto, nota-se em 2003 uma elevação relacionada à rigidez da política monetária praticada por um novo presidente do BCB que havia assumido o cargo naquele ano. Havia uma grande incerteza sobre como a política monetária seria conduzida pela nova gestão do BCB, uma vez que ela fazia parte de uma recém-empossada administração do governo federal, cujo Presidente da República havia sido eleito por um partido de esquerda. A rigidez praticada durante o ano de 2003 visava a sinalizar que o BCB seguiria uma gestão ortodoxa.

Os gráficos 4.5 e 4.6 exibem as estimativas da resposta de longo prazo da taxa Selic, respectivamente, ao hiato do produto e à taxa de inflação.

GRÁFICO 4.5 – Hiato do Produto ($\phi_{3,t|t-1}$)

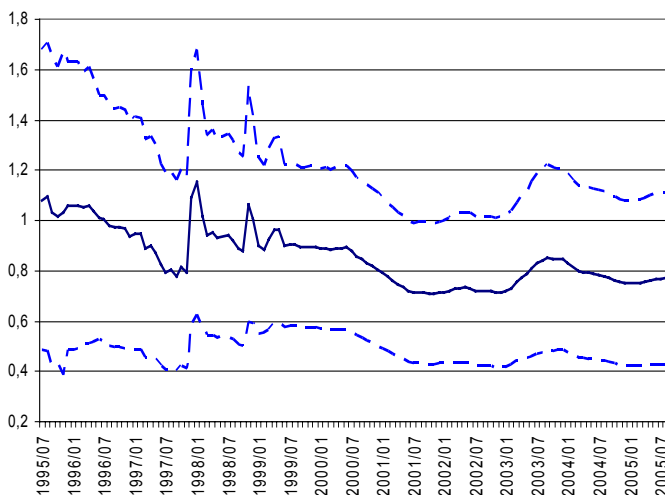
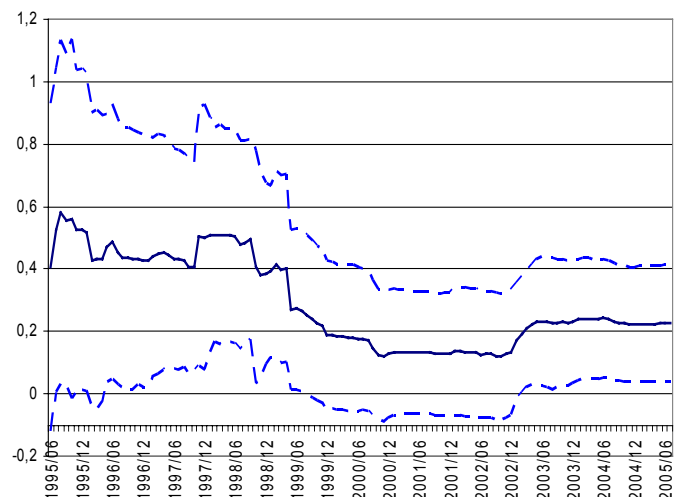


GRÁFICO 4.6 – Taxa de Inflação - ($\phi_{2,t|t-1}$)

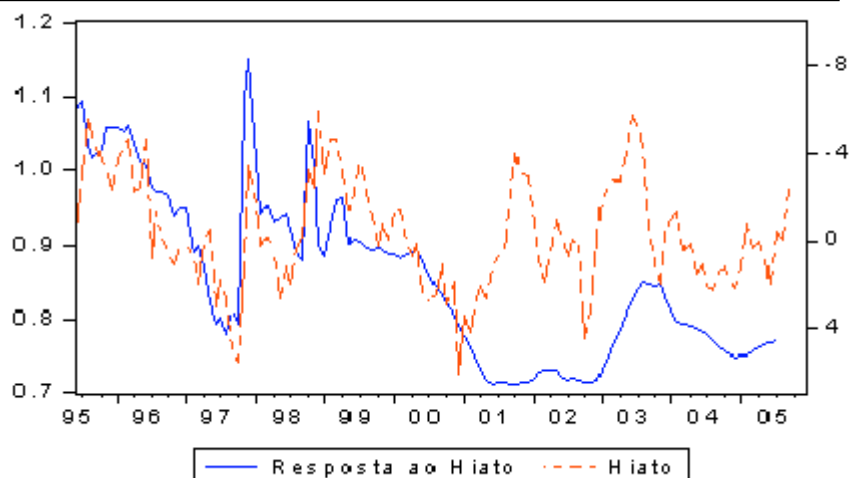


Nota: As linhas tracejadas indicam +/- 1 desvio-padrão

De acordo com o gráfico 4.5, a resposta ao hiato do produto passou por oscilações durante o período de câmbio administrado. No período seguinte, passa a exibir um comportamento mais estável.

Após a implementação do regime de metas de inflação, as duas séries passaram a exibir um padrão mais regular e relativamente baixo de resposta da política monetária. Entretanto, o período anterior ao regime de metas exibe oscilações na resposta da política monetária, particularmente para hiato do produto. O gráfico 4.7 compara os coeficientes estimados com o hiato do produto.

GRÁFICO 4.7 – Hiato do Produto x Resposta ao Hiato (β_3)



Nota: A escala do lado direito representa os valores (em escala invertida) do hiato do produto
A escala do lado esquerdo representa os valores dos coeficientes estimados de resposta da taxa Selic ao do hiato do produto

O gráfico 4.7 mostra que os períodos de maior resposta da taxa de juros ao hiato do produto coincidem com os períodos em que a demanda agregada era baixa. E, inversamente, a resposta da política monetária ao hiato foi menor nos períodos em que a demanda estava mais aquecida. A partir da adoção do regime de metas esta relação entre as duas séries desaparece.

Observa-se no gráfico 4.6 que o padrão de resposta à taxa de inflação é baixo durante todo o período considerado. No entanto, após a adoção do regime de metas, os coeficientes estimados tornam-se ainda menores. Até janeiro de 1999, o coeficiente oscila entre 0,4 e 0,6; após este mês, o coeficiente estabiliza-se próximo de 0,2. A baixa resposta exibida durante o período de taxa de câmbio administrado (1995-1999) não surpreende, dado que neste período a estabilização do nível de preços estava ancorada pela taxa de câmbio. No entanto, a baixa resposta encontrada para o período em que vigorou o regime de metas não deveria ser esperada, uma vez que, neste regime, a taxa de juros é o instrumento responsável em fazer a taxa inflação convergir para a meta desejada.

A princípio, este resultado nos sugere que o Princípio de Taylor não foi respeitado (coeficiente de resposta menor do que 1), e que, portanto, a inflação deveria seguir uma trajetória instável, o que, de fato, não ocorreu. Na verdade, o regime de metas impõe ao banco central que a inflação futura convirja a uma meta estabelecida de inflação. A melhor *proxy* para a inflação futura é a sua expectativa. Portanto, neste regime, a variável de interesse é o desvio da meta, ou seja, a diferença entre a expectativa e a meta de inflação. Na próxima seção trataremos, exclusivamente, deste segundo período (janeiro/1999 e julho/2005) em que o BCB operou sob o regime de metas de inflação.

De modo geral, os resultados desta seção nos indicam que existiram dois padrões de política monetária bastante distintos. No período associado ao regime

de câmbio administrado (até janeiro de 1999), a política monetária reagiu significativamente às reservas e ao hiato do produto. A reação à taxa de inflação foi baixa e, à taxa de câmbio, praticamente nula. A resposta ao hiato do produto foi maior nos períodos de menor crescimento do produto, ou seja, a taxa de juros caía mais nos períodos de menor crescimento do que subia nos períodos de crescimento elevado.

No período em que o BCB operou sob o regime de metas, os coeficientes de resposta apresentaram um comportamento mais estável e significativamente menores para todas as variáveis incluídas no modelo, sugerindo que a política monetária deste período não foi pautada por estas variáveis.

Uma forma de avaliar a especificação do modelo é testar se existe ou não correlação serial nos erros de previsão um período a frente ($\eta_{t/t-1}$), como sugerido por Engle e Watson (1981). No anexo B são apresentados detalhes do teste

O teste de autocorrelação de Ljung-Box não nos permite rejeitar a 10% de significância a hipótese nula de ausência de autocorrelação para o período compreendido entre janeiro/1995 e dezembro/1998, o que significa que o modelo estaria bem especificado para esse intervalo de tempo. Para o período compreendido entre janeiro/1999 e julho/2005, o teste rejeita a 10% a hipótese de ausência de correlação serial, o que indica que o modelo não está bem especificado para representar a condução da política monetária neste segundo período. Frente ao que foi comentado anteriormente, a principal razão por detrás desta má especificação está no fato de ignorarmos até aqui o desvio da meta como variável explicativa do modelo. Na seção seguinte, alteraremos a equação (3.1), de forma a incluir o desvio das expectativas em relação à meta de inflação na função de reação do banco central.

5. Regime de Metas

5.1. Modelo

O regime de metas impõe ao banco central que a inflação futura convirja a uma meta estabelecida de inflação. A melhor *proxy* para a inflação futura é a sua expectativa. Nesse caso, o desvio da meta passa a ser uma das variáveis de interesse. Alteraremos a equação (3.1), de forma a incluir o desvio das expectativas em relação à meta de inflação na função de reação do banco central.

Reestimamos a função de reação fazendo duas alterações ao modelo anterior. Substituímos a variável taxa de inflação pelo desvio das expectativas de inflação em relação à meta perseguida pelo BC e, por se tratar de um regime de câmbio flutuante, excluimos a variação das reservas, mas mantemos a variação cambial para captar a possível influência do setor externo sobre a política monetária.

No regime brasileiro, a meta para a inflação é anual. Desta forma, surge a questão de qual meta e qual expectativa de inflação é a relevante num

determinado momento. Por exemplo, no mês de outubro, o banco central poderia fixar a taxa Selic de acordo com o desvio das expectativas em relação à meta do ano corrente. No entanto, por se estar próximo ao fim do ano, é possível que a maior parte o efeito da variação da Selic do mês de outubro atue sobre a inflação do ano seguinte. Logo, o desvio da expectativa em relação à meta do ano seguinte também deva ser levado em consideração na tomada de decisão sobre a Selic no mês de outubro. Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2003) usaram uma ponderação linear entre os dois desvios:

$$D_t = \frac{(12-t)}{12} (E_r \pi_j - \pi_j^*) + \frac{t}{12} (E_r \pi_{j+1} - \pi_{j+1}^*)$$

em que j se refere ao ano corrente, e t ao mês corrente e D_t é o desvio da meta relevante no mês t .

Usamos a série de expectativa de inflação colhida pelo BC entre as instituições financeiras e reescrevemos o modelo da seguinte maneira para a equação de medida:

$$i_t = \beta_{0t} + \beta_{1t} i_{t-1} + \beta_{2t} D_t + \beta_{3t} y_{t-2} + \beta_{4t} \Delta e_t + u_t \quad (5.1)$$

$$u_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_u^2).$$

A equações de transição fica

$$\beta_{it} = \beta_{it-1} + v_t \quad (5.2)$$

$$v_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_v^2)$$

Analogamente a (2.8'), expressa-se a regra de juros de longo prazo como:

$$i_t = \frac{\beta_0}{1-\beta_1} + \frac{\beta_2}{1-\beta_1} D_t + \frac{\beta_3}{1-\beta_1} y_{t-2} + \frac{\beta_4}{1-\beta_1} \Delta e_t \quad (5.3)$$

$$i_t = \phi_1 + \phi_2 D_t + \phi_3 y_{t-2} + \phi_4 \Delta e_t \quad (5.3')$$

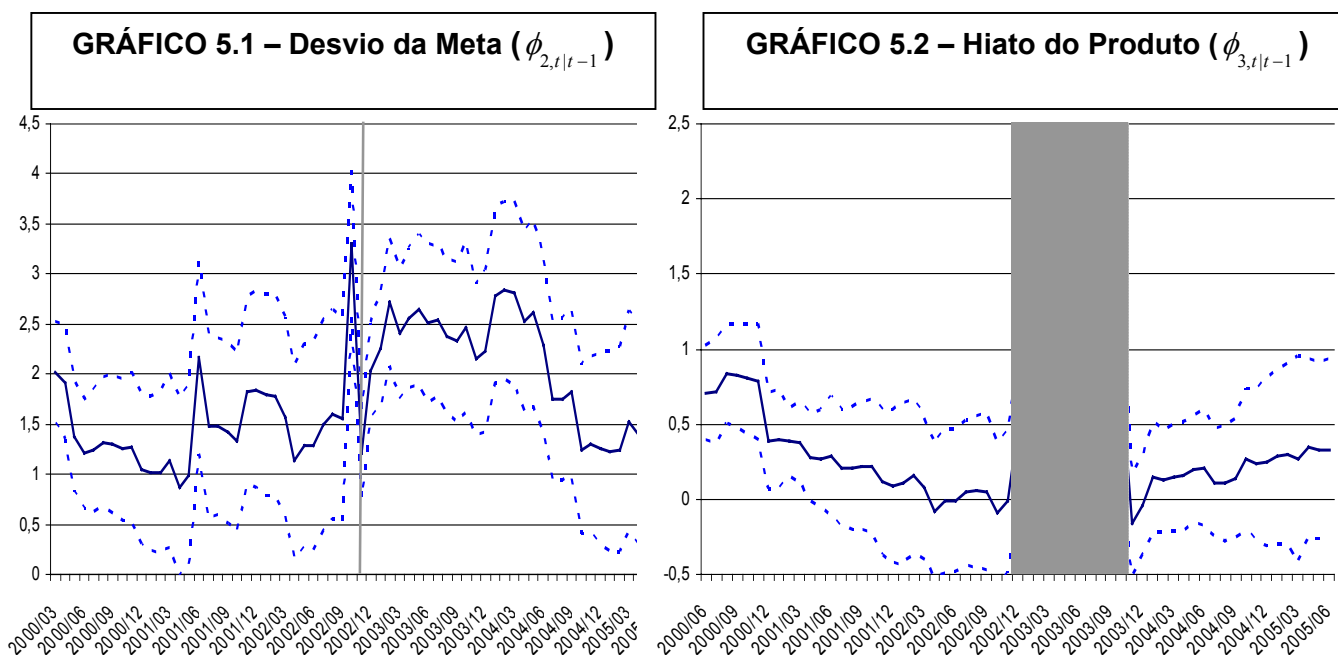
em que $\phi_1 = \frac{\beta_0}{1-\beta_1}$, $\phi_i = \frac{\beta_i}{(1-\beta_1)}$, $i = 2,3,4$ representam os coeficientes de longo prazo das variáveis explicativas.

5.2. Resultados

Novamente, o teste de estabilidade dos coeficientes (Anexo A) rejeitou a 1% de significância a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes em favor da hipótese alternativa de *random walk*. O teste de especificação (Anexo B), desta vez, não

rejeita 10% a hipótese nula de ausência de autocorrelação nos erros de previsão um período a frente ($\eta_{t/t-1}$).

O gráfico 5.1 apresenta a série estimada dos coeficientes de longo prazo de resposta ao desvio da meta de inflação. Com exceção aos meses maio e junho/2001 que sucederam a deflagração de uma crise energética, durante todo o período analisado o coeficiente de resposta foi maior do que 1, o que satisfaz o Princípio de Taylor – em resposta a um aumento das expectativas de inflação, a taxa de juros nominal sobe o suficiente para elevar a taxa real de juros. Observa-se um pico em julho de 2001, que pode ser interpretado como a uma reação à crise de energia. Em 2003, com um novo Presidente assumindo o governo federal, que nomeou um novo presidente do BCB, a resposta ao desvio da meta subiu de patamar (próximo a 2,5). No período anterior, a resposta oscilou entre 1 e 1,5. A partir de meados de 2004, o coeficiente começa uma trajetória de queda e retorna ao nível próximo de 1,5. É importante observar que o nível de 1,5 é coerente com Taylor (1993).



Nota: As linhas tracejadas indicam +/- 1 desvio-padrão

Observa-se, no gráfico 5.2, a resposta da política monetária às variações do hiato do produto. De modo semelhante aos coeficientes obtidos na primeira estimação (gráfico 4.5), os primeiros anos do regime de metas é marcado pela redução da resposta ao hiato. Desta vez, no entanto, a redução é maior, e o coeficiente torna-se próximo de zero. Em 2003, o coeficiente eleva-se, e cai, novamente, para um nível próximo de zero em 2004.

Os gráficos 5.3 e 5.4 reportam respectivamente os coeficientes de intercepto e persistência da taxa de juros.

GRÁFICO 5.3 – Intercepto ($\phi_{1,t|t-1}$)

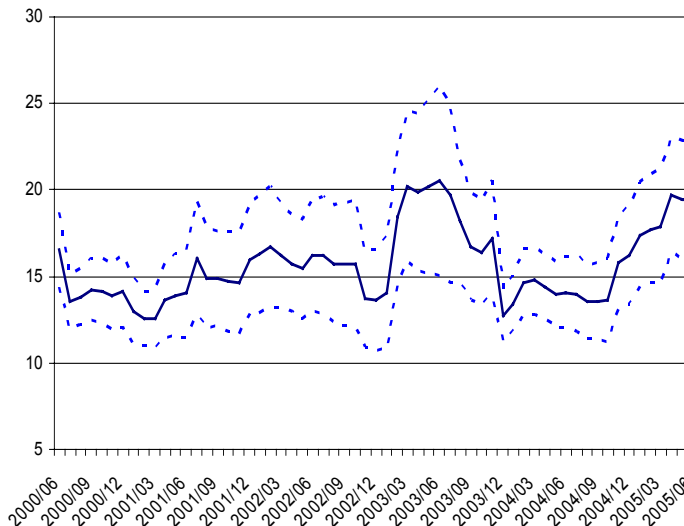
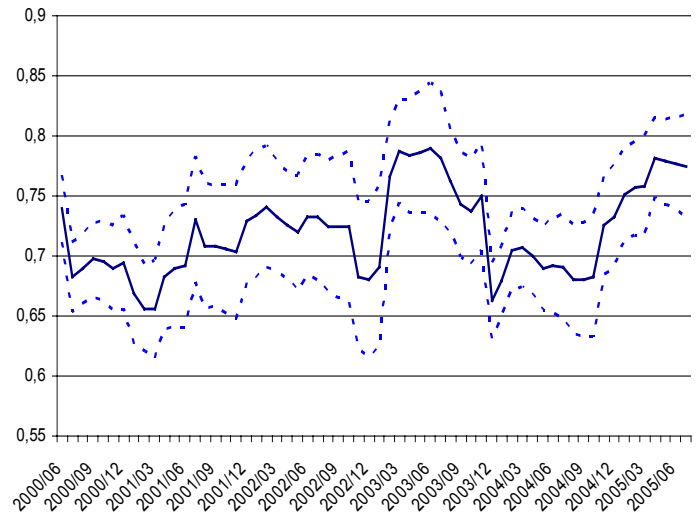


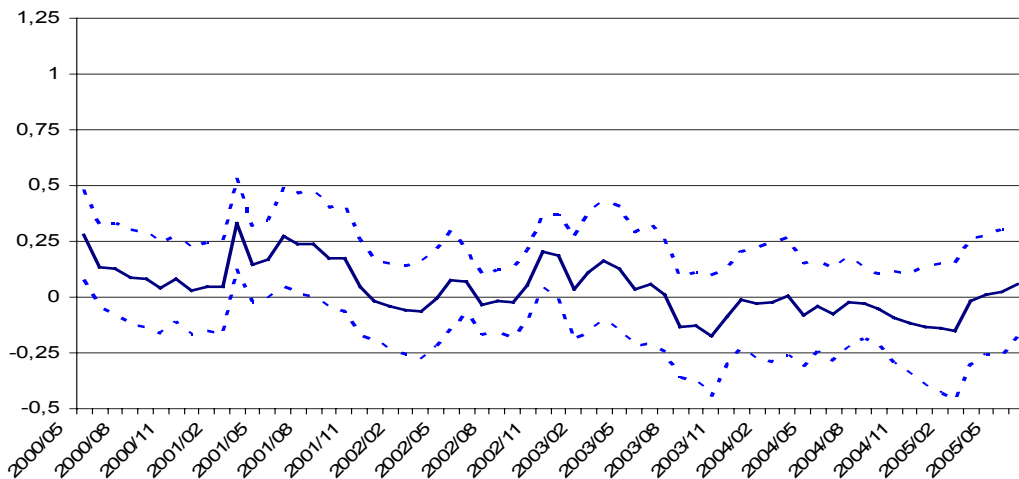
GRÁFICO 5.4 - Taxa Selic (β_1)



Nota: As linhas tracejadas indicam +/- 1 desvio-padrão

Os valores dos coeficientes de intercepto obtidos (gráfico 5.3) segue o mesmo padrão encontrado na primeira estimação (gráfico 4.4).

GRÁFICO 5.5 – Variação Cambial ($\phi_{5,t|t-1}$)



Nota: As linhas tracejadas indicam +/- 1 desvio-padrão

O gráfico 5.5 reporta as estimativas da resposta à variação cambial. De forma semelhante a primeira estimação, o impacto da variação cambial sobre a taxa de juros mostra-se reduzido durante o regime de câmbio flutuante.

De modo geral, os coeficientes reestimados para o período do regime de metas de inflação (2000-2005) seguiram uma trajetória próxima àquela encontrada na estimação anterior (quando utilizou-se a amostra completa 1995-2005). A principal diferença é, ao incluirmos o desvio das expectativas de inflação com relação a meta, a política monetária passa a atender o Princípio de Taylor, o que se mostra condizente com a trajetória estável da taxa de inflação do período.

Desta forma, o regime de metas pode ser caracterizado pela resposta da taxa de juros ao desvio das expectativas à meta de inflação. Tanto o hiato do produto como a variação cambial exibiram um impacto relativo baixo sobre a taxa de juros. Este resultado não significa que o hiato do produto e a taxa de câmbio sejam pouco importantes para a condução da política monetária, mas, sim, que essas variáveis só são importantes na medida em que influenciam as expectativas de inflação. Uma desvalorização cambial pode ter um pequeno efeito direto sobre a taxa de juros, mas o seu efeito indireto pode ser expressivo, uma vez que a desvalorização pode elevar significativamente as expectativas de inflação, fazendo-as divergirem da meta, o que, por sua vez, elevaria a taxa de juros.

6. Considerações Finais.

Neste trabalho, com o objetivo de analisar a evolução dos coeficientes de uma regra de juros, estimamos uma função de reação para o Banco Central do Brasil pelo método *Time Varying Parameter* (TVP), no qual se permite que os seus coeficientes variem período a período seguindo um processo de *random walk*.

Realizamos duas estimações. A primeira (amostra completa) cobrindo o período de janeiro/1995 a outubro/2005, e a segunda compreendendo o período de janeiro/2000 a outubro/2005. Os testes indicaram a presença de variação dos coeficientes ao longo do tempo para ambas amostras analisadas.

Os resultados mostraram que o comportamento da política monetária, desde a implementação do Plano Real, seguiu diferentes padrões. No período associado ao regime de câmbio administrado (até janeiro de 1999), a taxa de juros respondeu negativamente às reservas e positivamente ao hiato do produto. Durante esse período, a resposta ao hiato do produto seguiu um padrão cíclico, sendo maior nos períodos de menor crescimento do produto, e menor nos períodos de maior crescimento. Ou seja, de acordo com os resultados, o BCB preocupou-se mais com os desvios recessivos do produto do que os desvios expansivos.

No período de transição entre o fim do regime de câmbio administrado e início do regime de metas (janeiro/1999 a junho/1999) houve uma gradual redução da sensibilidade da taxa Selic à variação das reservas, e uma abrupta elevação da resposta da Selic à desvalorização cambial.

A partir da adoção do regime de metas de inflação, a política monetária deixou de ser guiada pelas variáveis relevantes nos períodos anteriores e passou a se concentrar no desvio da meta: a diferença entre as expectativas de inflação de mercado e a meta anunciada pelo BCB. A partir de 2003 a resposta ao desvio da meta tornou-se ainda maior (2,5) e, em meados de 2004, retornou ao seu nível anterior (1,5).

Anexo A – Teste de Estabilidade dos Coeficientes da Função de Reação:

Teste LM:

Kim e Nelson (1989) apresentam um teste LM que permite testar a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes contra a hipótese alternativa de os coeficientes seguirem um passeio aleatório. Sob a hipótese alternativa de os coeficientes seguirem um passeio aleatório, os resíduos da regressão por mínimos quadrados apresentarão uma particular forma de heterocedasticidade que dependerá de x_t^2 (x_t é o vetor de regressores). Breusch e Pagan (1975) mostram que metade da soma dos quadrados explicada ($\sum (Y_t - \bar{Y})/2$) da regressão de \hat{u}_t^2 / σ_u^2 contra x_t^2 , segue uma distribuição $\chi^2(k)$ sob hipótese nula de estabilidade. Sendo que \hat{u}_t é o resíduo da regressão por mínimos quadrados da equação (3.1), e σ_u^2 é a variância de \hat{u}_t .

$$\frac{\hat{u}_t^2}{\sigma_u^2} = \hat{c}_0 + \hat{c}_1 t + \hat{c}_2 i_{t-1}^2 + \hat{c}_3 \pi_{t-1}^2 + \hat{c}_4 y_{t-2}^2 + \hat{c}_5 \Delta e_t^2 + \hat{c}_6 \Delta R_{t-1}^2 \quad (t = 1, 2, \dots, T).$$

TABELA A.1 – Teste de Estabilidade (1995-2005)

| Coeficientes | | | | | | k | $\chi^2(k)$ | p-valor ¹ | R ² |
|---------------------|----------------------|-------------------|-------------------|------------------|--------------------|---|-------------|----------------------|----------------|
| C ₁ | C ₂ | C ₃ | C ₄ | C ₅ | C ₆ | | | | |
| 0,028*** (0,009) | - | - | - | - | - | 1 | 66,23 | 0,00 | 0,07 |
| - | 0,002*** (0,0002) | - | - | - | - | 1 | 235,18 | 0,00 | 0,26 |
| - | - | 0,003* (0,001) | - | - | - | 1 | 26,09 | 0,00 | 0,03 |
| - | - | - | 0,09*** (0,02) | - | - | 1 | 110,3 | 0,00 | 0,12 |
| - | - | - | - | 0,001 (0,001) | - | 1 | 3,61 | 0,05 | 0,004 |
| - | - | - | - | - | 0,001 (0,001) | 1 | 2,97 | 0,08 | 0,003 |
| 0,006 (0,009) | 0,002*** (0,0004) | 0,003* (0,001) | 0,012 (0,026) | 0,002 (0,002) | 0,0004 (0,0006) | 5 | 265,73 | 0,00 | 0,29 |

¹ Hipótese nula de estabilidade dos coeficientes.

Desvio-padrão entre parênteses.

*, ** e *** representam respectivamente significância a 10%, 5% e 1%.

Regime de Metas:

$$\frac{\hat{u}_t^2}{\sigma_u^2} = \hat{c}_0 + \hat{c}_1 t + \hat{c}_2 i_{t-1}^2 + \hat{c}_3 \pi_{t-1}^2 + \hat{c}_4 y_{t-2}^2 + \hat{c}_5 \Delta e_t^2 \quad (t = 1, 2, \dots, T),$$

em que os \hat{u}_t 's são os resíduos da regressão por mínimos quadrados da equação (3.1), e σ_u^2 é a variância de \hat{u}_t .

TABELA A.2 – Teste de Estabilidade (2000-2005)

| Coeficientes | | | | | k | $\chi^2(k)$ | p-valor ¹ | R ² |
|-------------------|--------------------|-------------------|------------------|----------------------|---|-------------|----------------------|----------------|
| C ₁ | C ₂ | C ₃ | C ₄ | C ₅ | | | | |
| 0,0003 (0,012) | - | - | - | - | 1 | 0,001 | 0,97 | 0,001 |
| - | 0,0001 (0,0001) | - | - | - | 1 | 0,033 | 0,85 | 0,001 |
| - | - | 0,060* (0,031) | - | - | 1 | 6,61 | 0,01 | 0,05 |
| - | - | - | 0,001 (0,001) | - | 1 | 0,024 | 0,88 | 0,001 |
| - | - | - | - | 0,001*** (0,0001) | 1 | 20,53 | 0,00 | 0,17 |
| 0,018 (0,020) | 0,001 (0,001) | 0,001 (0,001) | 0,001 (0,001) | 0,001*** (0,0001) | 5 | 25,75 | 0,00 | 0,21 |

¹ Hipótese nula de estabilidade dos coeficientes.

Desvio-padrão entre parênteses

*, ** e *** representam respectivamente significância a 10%, 5% e 1%.

Anexo B – Teste de Especificação da Função de Reação:

Engle e Watson (1981) sugeriram, como uma maneira de verificar se o modelo está bem especificado, testar se existe ou não correlação serial nos erros de previsão um período a frente ($\eta_{t,t-1}$). A inexistência de correlação serial mostraria que o modelo está bem especificado.

Teste Ljung-Box :

A estatística-Q do teste de Ljung-Box é dada por:

$$Q_{LB}(j) = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{\rho_j^2}{T-j}$$

Em que ρ_j é o j-ésimo coeficiente de autocorrelação e T é o número de observações. Sob hipótese nula de ausência de autocorrelação nos j primeiros coeficientes de autocorrelação, a estatística - Q LB segue assintoticamente uma distribuição χ_j^2 com graus de liberdade igual ao número de autocorrelações. Os resultados do teste são apresentados na TABELA B.1:

TABELA B.1

| <i>j</i> | Amostra Completa (1995:01- 2005:07) | | Cambio Administrado (1995:01- 2005:07) | | Regime de Metas (1999:01- 2005:07) | |
|-----------|----------------------------------------|---------|-------------------------------------------|---------|---------------------------------------|---------|
| | Q_{LB} | p-valor | Q_{LB} | p-valor | Q_{LB} | p-valor |
| 6 | 10,80 | 0,10 | 4,73 | 0,58 | 16,03 | 0,01 |
| 12 | 16,93 | 0,15 | 7,69 | 0,81 | 17,36 | 0,14 |

O teste de Ljung-Box não nos permite rejeitar a hipótese nula de que os *j* primeiros coeficientes de autocorrelação sejam nulos no período em que a taxa de câmbio era administrada, mas rejeita essa hipótese no segundo período, em que vigora o regime de metas para inflação.

Regime de Metas:

A TABELA B.2 exibe os resultados dos testes de correlação serial para os erros de previsão obtidos da estimação realizada utilizando os dados do período do regime de metas de inflação:

TABELA B.2

| <i>j</i> | Q_{LB} | p-valor |
|-----------|----------|---------|
| 6 | 8,00 | 0,24 |
| 12 | 11,33 | 0,50 |

Novamente, o teste não nos permite rejeitar a hipótese nula de que os *j* primeiros coeficientes de autocorrelação são nulos.

REFERÊNCIAS

- ARQUETE, L.C.R, JAYME JÚNIOR, F.G.(2003). “Política monetária, preços e produto no Brasil (1994–2002): uma aplicação de vetores auto-regressivos”. *Encontro Nacional de Economia*, 31, Porto Seguro.
- BALL, Laurence. (1999). “Efficient Rules for Monetary Policy” *Internacional Finance*, 2(1), Apr.1999, pp.63-83.
- BOIVIN, Jean. (2005). “Has US Monetary Policy Changed? Evidence from Drifting Coefficients and Real-Time Data” *NBER Working Paper n°11314*
- BREUSCH, TS e PAGAN, AR (1975). “A Simple Test for Heterocedasticity and Random Coefficient Variation” *Econometria* 44, pp. 1287-1294
- BUENO, Rodrigo D. L.S. (2005a) “The Taylor Rule under Inquiry: Unobservables variables” . Working Paper: University of Chicago
- BUENO, Rodrigo D. L.S. (2005b) “The Ineffectiveness of Taylor Rule” . Working Paper: University of Chicago
- CALVO, Guillermo e REINHART, CM (2000) “Fear of Floating”. *NBER Working Paper n°7993*
- CLARIDA, R. GALI, J. e GERTLER, M. (2000). “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and some Theory” *Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, n° 1, pp.147-180
- COGLEY, Timothy. e SARGENT, Thomas J. (2001). “Evolving Post World War II US Inflation Dynamics” *NBER Macroeconomics Anua* 16, pp.331-373.
- ENGLE, Robert F. e WATSON, Mark (1981). “A One-Factor Multivariate Time Series Model of Metropolitan Wages Rates” *Journal of the American Statistical Association*. 76(376), Applications Section, pp.774-781
- ENGLE, Robert F. e WATSON, Mark (1985). “Application of Kalman Filtering in Econometrics” World Congress of Econometric Society, Cambridge.
- GOODFRIEND, M. (1991) “Interest Rate Policy and the Conduct of Monetary Policy” *Carnegie Rochester Conferences Series on Public Policy* , 34, pp.7-30
- HODRICK, R.J. & PRESCOTT, E.C.(1997) “Postwar US business cycles: an empirical investigation.” *Journal of Money, Credit and Banking*, v.29, n.1
- KIM, Chang-Jin e NELSON, Charles R. (1989). “The Time-Varying-Parameter Model for Modeling Changing Conditional Variance: The Case of the Lucas Hypothesis” *Journal of Business and Economic Statistics*, 7(4) pp.433-440
- KIM, Chang-Jin e NELSON, Charles R. (1999). “State-Space Models with Regime Switching” The MIT Press
- LJUNG, G. e BOX, G. (1979). “On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models” *Biometrika*, 66, pp.265-270
- MINELLA, André, FREITAS, PS., GOLDFAJN, Ilan e MUINHOS, MK. (2003) “Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility” *Working Paper Series n°77*, Banco Central do Brasil
- SACK, B. (2000) “Does the Fed Act Gradually? A VAR Analysis” *Journal of Monetary Economics*, 46(1), 229-256
- SALGADO, M.J.S; Garcia, M.G.P, MEDEIROS, M.C. “Monetary Policy During Brazil’s Real Plan”. *Department of Economics of PUC-RJ: Working Paper 444*, 2001
- TAYLOR, John (1993) “Discretion Versus Policy Rules in Practice”. *Carnegie Rochester Conferences Series on Public Policy* , 39, pp.195-214
- WOODFORD, Michael. *Interest and Prices*. Princeton: Princeton, 2003.