

IPES Texto para Discussão

Publicação do Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais

O efeito *pass-through* e as regras de política monetária no Brasil: uma análise bayesiana

Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS
Carlos E. Schönerwald da Silva – PPGE/UNISINOS

Agosto de 2009 Texto nº 035

UNIVERSIDADE DE CAXIAS DO SUL

REITOR

Prof. Isidoro Zorzi

VICE-REITOR

Prof. José Carlos Avino

PRÓ-REITOR DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA

Prof. José Clemente Pozenato

CENTRO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS, CONTÁBEIS, E COMÉRCIO INTERNACIONAL

Prof^a Maria Carolina Rosa Gullo

INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS E SOCIAIS

Prof Divanildo Triches

PROFESSORES PESQUISADORES

Divanildo Triches

Enrique Pereira de Almeida

Wilson Luís Caldart

AUXILIARES DE PESQUISA

Marli Teresinha Giani

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação do Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais e do Centro de Ciências Econômicas, Contábeis e Comércio Internacional da Universidade de Caxias do Sul, para divulgar, em versão preliminar, a produção científica e acadêmica de professores, alunos e, também, trabalhos apresentados em seminários e estudos feitos por pesquisadores e convidados de outras instituições.

ENDEREÇO PARA CORRESPONDÊNCIA

Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais

Centro de Ciências Econômicas, Contábeis e Comércio Internacional

Universidade de Caxias do Sul

Rua Francisco Getúlio Vargas, 1130 – 95070-560, Caxias do Sul – RS

ou: Caixa Postal 1352 – CEP 95201-972, Bloco J – Sala 401

Telefone/ Fax (54) 3218 22 43

<http://www.ucs.br/ucs/institutos/ipes/publicacoes>

<http://www.ucs.br>

O efeito *pass-through* e as regras de política monetária no Brasil: uma análise bayesiana

Versão 27.07.2009

Divanildo Triches *
Carlos E. Schönerwald da Silva **

RESUMO

Desde a introdução da proposta de formulação de uma regra de política monetária por Taylor (1993, 1998, 2007), o debate acerca da atuação do Banco Central no combate à inflação se intensificou. A partir de então, a pesquisa relacionada ao tema teve aplicação nos mais diversos países. O objetivo deste estudo é investigar o efeito *pass-through* e as regras de política monetária no Brasil, por meio de uma análise bayesiana a partir dos anos 80. O artigo faz uso da econometria bayesiana e do método A-g prior para verificar o comportamento da taxa de juros. Os resultados mostram que a taxa de inflação tem um papel central no comportamento da taxa de juros. Em relação à taxa de câmbio, constatou-se que, no período 1980-1994, o efeito *pass-through* do câmbio para os preços domésticos foi elevado, fazendo com que o impacto do câmbio sobre os juros fosse refletido na taxa de inflação. Entretanto, observa-se uma queda do efeito no período pós-Plano Real. Em relação ao hiato do produto, os resultados mostram um comportamento irregular, quando analisado em conjunto com a taxa de câmbio e a taxa de inflação. De fato, tendo em vista que a taxa de inflação sempre teve efeito positivo sobre a taxa de juros, isso mostra que o Banco Central tem se preocupado principalmente em utilizar a taxa de juros para controlar a inflação. Assim sendo, parece estar correta a trajetória errática do hiato do produto, quando se assume que o foco central é a manutenção da estabilidade macroeconômica.

Palavras-chaves: Regras de política monetárias, análise bayesiana, taxa de câmbio e taxa de juros.

ABSTRACT

Since the introduction of a rule for the monetary policy by Taylor (1993, 1998, 2007) the debate about the effort of the Central Banks to control inflation has increased. After that, researches related to this issue have been applied to many countries. The objective of this study is to investigate the rules of monetary policy followed by the Central Bank of Brazil since 1980. This paper uses the Bayesian Econometrics with the A-g prior to understand the behavior of the Central Bank. The results illustrate the central role of the inflation rate over the behavior of the interest rate in the short run as well as in the long run. On the other side, we found out different trajectories in terms of the GDP gap and the exchange-rate variation. Moreover, given that the inflation rate has a positive effect over the interest rate; it is possible to see that the Central Bank uses the interest rate to control inflation. Furthermore, it seems

* Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Professor e Pesquisador no Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais da Universidade de Caxias do Sul (Ipes/UCS) e do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos, PPGE/Unisinos. E-mails. dtriches@ucs.br e divanildot@unisinos.br

** Doutor em Economia pela Universidade Utah. Professor no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos, PPGE/Unisinos E.mail. cschonerwald@unisinos.br

correct the observation that the GDP gap does not have a well-defined behavior among the countries, so the main goal of the Central Banks is the macroeconomic stability.

Keywords: Monetary policy rules, Bayesian econometrics, exchange rate, interest rate

JEL Classification: H62, H63, E63

1 Introdução

Desde a introdução da proposta de formulação de uma regra de política monetária por Taylor (1993, 1998, 2007), o debate acerca da atuação do Banco Central no combate à inflação se intensificou. A partir de então, a pesquisa relacionada ao tema teve aplicação nos mais diversos países.¹ Apesar disso, atualmente duas questões importantes permeiam as discussões sobre as regras de política monetária. No primeiro caso, o foco está no controle da taxa de juros de curto prazo, e sua relevância no direcionamento do comportamento da economia. Embora a maior parte dos bancos centrais dos países industrializados e de vários países em desenvolvimento implemente políticas de intervenção no mercado monetário, para perseguir uma meta com relação à taxa de juros de curto prazo, esse tema ainda gera discussões e controvérsias.

O controle direto da taxa de juros de curto prazo reduz a importância sobre a previsibilidade ou não da função da demanda por moeda. Em contrapartida, há uma forte ligação entre a taxa estabelecida pelo Banco Central e o mercado, a qual afeta os gastos de investimentos e consumo. Claramente, essa questão tem sido tratada pela literatura de forma pouco conclusiva

A segunda questão crucial relacionada à política monetária refere-se aos efeitos da taxa de juros de curto prazo sobre a taxa de juros nominal e também sobre a formação da curva de juros e seus impactos sobre as decisões de gastos agregados em investimento e consumo. Enquanto estes estão associados aos juros de longo prazo, os custos de oportunidade em reter moeda tendem a ser melhor representados pela taxa de juros de curto prazo. Desse modo, a taxa de juros ótima em relação à demanda agregada não necessariamente é a mesma em relação à demanda por moeda, como mostra Walsh (1998).

¹ Vide Adolfson (2007), Andrade e Divino (2005), Asso et al. (2007), Clarida et al. (1998), McCallum (1994), Poole (1999, 2006), Romer (1996), Romer e Romer (2004), Svensson (2006), e especialmente Walsh (1998, cap. 10), *inter alia*.

Além da literatura na área ainda não ter regras definidas sobre os impactos e as ações de política monetária sobre os agregados econômicos, há consenso nos meios acadêmicos e entre os bancos centrais de que a política monetária somente pode afetar a economia no longo prazo na determinação da trajetória da taxa de inflação. Nesse sentido, uma mudança na taxa de juro de curto prazo, que visa a alcançar a meta operacional estabelecida pela política monetária, somente afetará as decisões da demanda agregada, se a taxa de juros de longo prazo for afetada. O uso desse tipo de regra de política monetária, também sugerida por Taylor(1993), apresenta menor grau de complexidade a ser seguida pelos bancos centrais. No entanto não há ainda consenso sobre a determinação específica da regra de política monetária a ser seguida. Salienta-se que os aspectos discricionários costumam se sobrepor aos explícitos. De qualquer maneira, a investigação sobre como modelar o comportamento do Banco Central, na condução da política monetária, ganhou espaço na literatura internacional..

Contudo, tem-se observado vários estudos sobre a economia brasileira, os quais procuram derivar uma regra ótima à política monetária, como o de Almeida et al. (2003).e Fraga et al. (2003). Os autores apontam que, com a adoção do regime de metas de inflação, a política monetária tem sido direcionada para forward-looking, reagindo fortemente a mudanças nas pressões inflacionárias e nas expectativas de inflação.

Desse modo, o objetivo deste estudo é investigar o efeito *pass-through* e as regras de política monetária no Brasil, por meio de uma análise bayesiana, a partir dos anos 80. O texto está organizado como segue, além desta introdução. Na seção 2, faz-se uma breve revisão dos estudos que abordam as regras de políticas monetárias. Em seguida, abordam-se os aspectos metodológicos de estimação dos modelos. A seção 4 descreve e analisa as metas de inflação e o desempenho da política monetária e a análise bayesiana. Por fim, as conclusões e as considerações finais são tratadas na seção 5. Em anexo, encontram-se detalhadas as trajetórias das taxas de juros, da taxa de inflação, do hiato do produto e variação cambial no Brasil em diversos períodos analisados.

2 Regras de política monetária

A regra de política monetária é caracterizada pela escolha dos instrumentos como meta a ser perseguida. Tal instrumento pode ser uma taxa de crescimento constante da oferta de moeda, mudança na oferta de moeda, na base monetária ou na taxa de juros de curto prazo

em resposta a variações no nível de preços ou na renda real. No entanto, a literatura tem debatido longamente se os bancos centrais realmente seguem uma determinada regra de política monetária e se sim, qual seu formato.

Uma distinção analítica entre a regra de política monetária e a discricção é derivada da literatura que trata da consistência temporal, como abordam Kydland e Prescott (1977), Barro e Gordon (1993). Nesse caso, o banco central estabelece um determinado instrumento em cada período de tempo, para perseguir um plano específico no futuro. A política discricionária, portanto, é referida como solução de inconsistência ou de ausência de previsibilidade do público com relações às ações da autoridade monetária.²

A regra de política monetária, na sua definição mais abrangente e técnica, é um plano ou processo sistemático de tomada de decisões com duração ilimitada ou por período de tempo razoavelmente longo. Nesse processo, os participantes do mercado observam as ações das autoridades monetárias e ajustam seu comportamento conforme o entendimento que possui do regime político, como mostra Poole (1999). Há, todavia, três questões políticas relacionadas com a regra de política monetária. A primeira refere-se ao formato da regra. A segunda, à transição de uma regra de política monetária para outra, uma vez estabelecida, e a terceira diz respeito à sua operacionalização.

A função reação da política monetária é específica por Clarida et al. (1998) e seguida por outros estudos como o de Andrade e Divino (2005), Adolfson (2007), cujos principais pressupostos são a) o principal instrumento do Banco Central é a taxa de juros de curto prazo; b) os salários e os preços apresentam rigidez nominal de curto prazo; c) a autoridade monetária segue metas reais e estabilização do produto, taxa de câmbio real e metas nominais estabilização de preços, d) as expectativas são formadas racionalmente. A função reação pode ser caracterizada pela equação (1)

$$i_t^* = \bar{i} + \beta(E[\pi_t/\Omega_t] - \pi^*) + \gamma(E[y_t/\Omega_t] - y_t^*) + \xi(E[e_t/\Omega_t] - e_t^*) \quad (1)$$

Em que \bar{i} é a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo e E , o valor esperado da respectiva variável condicional ao conjunto de informações disponíveis, Ω_t , das autoridades monetária

² Essa literatura mostra que a vantagem da regra da política monetária sobre a discricção é igual à vantagem da solução cooperativa sobre a não cooperativa na teoria dos jogos.

no início do período t . A questão central passa a ser a magnitude do parâmetro β , o qual permite avaliar a regra de política perseguida pelo Banco Central. Assim, se $\beta > 1$ a meta de taxa de juros real estabiliza a inflação e o produto (dado $\gamma > 0$). Com $\beta < 1$, a taxa de juros real se move para acomodar as mudanças na taxa de inflação.

Essa formulação apresenta três diferentes possibilidades de análise no comportamento das autoridades monetárias, as quais podem estabelecer: a) meta de inflação, π^* ; b) meta do produto, h_t^* e c) meta de taxa de câmbio, e_t^* . Assume-se também que o Banco Central tenha tendência em operar a política monetária de forma a tornar flutuações da taxa de juros suaves e seguindo a relação dada pela equação (2).

$$i_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho i_{t-1} + v_t \quad (2)$$

em que $\rho \in (0,1)$ e capta o grau da suavização da taxa de juros. Assim, combinando-se o modelo com ajustamento parcial, tem-se:

$$i_t^* = (1 - \rho)\{\alpha + \beta(E[\pi_t/\Omega_t] - \pi_t^*) + \gamma(E[h_t/\Omega_t] - h_t^*) + \xi(E[e_t/\Omega_t] - e_t^*)\} + \rho i_{t-1} + v_t \quad (3)$$

em que $\alpha = \bar{i} - \beta\pi_t^*$. O modelo é estimado pelo método generalizado de momentos (GMM), para o caso em que as séries são estacionárias. Já quando as variáveis são cointegradas de primeira ordem, então a cointegração é testada pelo modelo autorregressivo. A partir da equação (3), foram derivadas várias regras mais gerais de política monetária, como aborda Adolfson (2007), ou seja, a influência da taxa de câmbio sobre a taxa de inflação e nível do produto via preços das importações e dos preços relativos. Esse mecanismo pode se dar por meio da política monetária que atua diretamente sobre a taxa de juros. Em tais circunstâncias, consideram-se as seguintes suposições: a) os produtos importados estão sujeitos à passagem para taxa de câmbio incompleta, enquanto os exportadores domésticos seguem a lei do preço único; b) a condição da paridade de juros descoberta é derivada da otimização do consumidor em reter títulos domésticos e externos. Isso ocorre porque a integração dos mercados financeiros é incompleta; portanto, o prêmio em reter títulos externos depende da posição líquida dos ativos externos agregados; c) a economia pequena, no sentido que as economias externas são exógenas; d) as relações da inflação e dos produtos externos consistentes e persistentes como um processo AR(1); e) a política monetária externa é implementada por meio de uma regra simples de Taylor, com alguma persistência da taxa de juros; f) as autoridades monetárias fixam a taxa de juros como meta zero, com uma função linear da taxa

de juros defasada e o desvio da inflação doméstica, produto, e alguma variabilidade da taxa de câmbio.

As regras de política monetária que incluem uma reação da taxa de câmbio são, portanto, menos restritivas do que uma regra que incorpora apenas uma resposta do resultado do movimento da taxa de câmbio. Esse é o caso da regra de política, sugerida por Taylor (1993), em que o Banco Central segue a taxa de juros de curto prazo como instrumento. Contudo, a regra de Taylor tem a vantagem de ser facilmente explicada pelo Banco Central e avaliada pelo público. As regras de política de economia aberta devem incorporar a taxa de câmbio, que permite analisar os efeitos de transmissão da política monetária. Tais regras são definidas pelas equações (1) a (4).

$$i_t = (1 - \rho)(b_\pi \pi_t^{CB} + b_y y_t) + \rho i_{t-1} \quad (4)$$

$$i_t = (1 - \rho)(b_\pi \pi_t^{CB} + b_y y_t + b_{\Delta e}(s_t - s_{t-1})) + \rho i_{t-1} \quad (5)$$

$$i_t = (1 - \rho)(b_\pi \pi_t^{CB} + b_y y_t + b_{(pm-pd)}(P_t^M - P_t^D)) + \rho i_{t-1} \quad (6)$$

$$i_t = (1 - \rho)(b_\pi \pi_t^{CB} + b_y y_t + b_{(p^*+e-p)}(p_t^* + s_t - p_t)) + \rho i_{t-1} \quad (7)$$

em que b 's são os coeficientes de reação do Banco Central, ρ é o grau de persistência da taxa de juros, $\pi_t^{BC} = \{\pi_t^D, \pi_t\}$ é a medida de inflação do Banco Central, usada como base de seus instrumentos. y_t , s_t , p_t , p_t^* são, respectivamente, produto agregado, taxa de câmbio nominal – moeda doméstica por unidade da moeda externa –, preços domésticos e preços externos. Os preços relativos da importação, que descrevem o inverso dos termos de troca são definidos por $(P_t^M - P_t^D)$. Para o caso de que $\rho = 0$, a equação (4) é a regra sugerida por Taylor (1993), ou seja, $i_{t+1} = \alpha \pi_t^* - 0,5 y_t$ e α é igual a 1,5 para a economia norte-americana no período de 1987 a 1992, e a metade do valor dos coeficientes no período anterior, ou seja, 1965 a 1979, como discute Taylor (2007). Nessa formulação, o Banco Central focaliza mais atenção na inflação do que no nível do produto.

No entanto, Clarida et al. (2000) sustentam que o parâmetro ρ (mede a persistência) tende a variar entre 0,8 a 0,9 para a regra simples e é consistente com a evidência empírica. As três especificações de regras alternativas incorporam a taxa de câmbio de alguma forma. A especificação (5) diz que a política monetária deveria reagir a mudanças da taxa de câmbio nominal. A razão para isso é que a diferença da taxa de câmbio nominal indica um impulso

inflacionário direto, que pode ser contrabalançado por uma resposta explícita a mudanças na taxa de câmbio. A taxa de câmbio real pode espelhar flutuações temporárias, mas, com rigidez nos preços e incompleta passagem para a taxa de câmbio, essa possibilidade torna-se pequena. A especificação (6) captura o inverso dos termos de troca, enquanto a (7) capta os desvios da paridade do poder de compra entre a economia doméstica e externa.

O desempenho de várias regras de política monetária alternativa para uma economia aberta com passagem incompleta para a taxa de câmbio é avaliado por Adolfson (2007). Os principais resultados obtidos são: a) a melhoria do bem-estar social devida à incorporação do termo da taxa de câmbio à regra de política é praticamente zero, independentemente do grau da passagem para a taxa de câmbio; b) uma resposta indireta da taxa de câmbio, obtida por meio da reação política, melhora o bem-estar. Uma resposta direta da taxa de câmbio melhora o bem-estar somente se outras reações, sobre a inflação e o produto se são sub-ótimos.

Por fim, Araújo et al. (2006) investigaram três regras de política monetária à economia brasileira e mostraram que um choque adverso de oferta resulta em uma queda no produto potencial, independentemente da regra de política monetária adotada, ou seja, em as autoridades monetárias: a) focalizam o hiato do produto e a taxa de juros passada; b) não dão ponderação no hiato do produto; e c) reagem somente no desvio da inflação esperada de sua meta.³

3 Modelo econométrico e definição das variáveis

O teorema bayesiano aborda que a densidade posterior para um determinado parâmetro é proporcional à densidade anterior vezes a função de máxima verossimilhança. Assim, a informação contida numa densidade anterior, para um dado parâmetro, é combinada com a informação amostral incluída numa função de máxima verossimilhança. Isso fornece uma densidade posterior que inclui todas as informações, a amostra e a densidade anterior $f(\beta|Y) \propto l(\beta|Y)f(\beta)$.

De acordo com Agliari and Parisetti (1988), há diversos procedimentos para avaliar a densidade anterior dos parâmetros β e σ^2 . Em geral, esses modelos são complexos para

³ A estimação segue aquela realizada por Minella et al. (2003) e Fraga et al. (2003) sem hiato do produto.

avaliar a covariância para os elementos de β . Nesse caso, Zellner (1983) introduziu um procedimento para avaliar a densidade anterior, o qual é denominado por g, ou seja, referência informativa anterior ou (g-RIP)⁴, que é baseada em: a) amostra conceitual y_0 , supostamente gerada pelo modelo expresso pela equação (8) com o valor de $g > 0$;

$$y_0 = X\beta + u_0 \quad u_0 \sim N\left(0, \frac{\sigma^2}{g} I_n\right) \quad (8)$$

e b) β_a e σ_a^2 para β e σ^2 são estimados

Agliari and Parisetti (1988) indicaram que (g-RIP) de Zellner é eficiente na análise de sistemas de engenharia ou em modelos que retratam fenômenos biológicos. Nesses casos, o conhecimento subjetivo pode ser formalizado para estimar os valores dos parâmetros β_a e σ_a^2 , na indicação do grau de precisão de g da amostra conceitual de y_0 . Contudo, na maior parte das vezes, a informação está disponível sobre o comportamento das variáveis independentes no modelo. Desse modo, Agliari and Parisetti (1988) propuseram uma extensão do modelo de Zeller (1983)

$$y = X\beta + u \quad (9)$$

onde y é um vetor ($N \times 1$) de observações, X é uma matriz não estocástica, ($N \times K$), β é um vetor de parâmetros ($K \times 1$) e u é o vetor de erros ($N \times 1$), assumidos como sendo normalmente distribuídos, ou seja, $N(0, \sigma^2 I_n)$. Os autores consideram a amostra conceitual, y_0 , gerada pelo modelo da equação (10)

$$y_0 = XA\beta + u_0 \quad (10)$$

em que A é uma matriz diagonal com elementos (a_1, \dots, a_k) , $a_i \geq 0$ e u_0 é o vetor dos erros ($N \times 1$), os quais são normalmente distribuídos como $N(0, \sigma^2 I_n / g)$, em que $g > 0$. A distribuição posterior, baseada nos dados amostrais e na densidade anterior difusa $p(\beta, \sigma) \propto 1/\sigma$, é definida pela equação (11)

$$p(\beta, \sigma | y_0, X) \propto \frac{1}{\sigma^{n+1}} \exp\left\{-\frac{g}{2\sigma^2} [vs_0^2 + (\beta - \hat{\beta})' AX' XA(\beta - \hat{\beta})]\right\} \quad (11)$$

em que $vs_0^2 = (y_0 - XA\hat{\beta})'(y_0 - XA\hat{\beta})$, $v = n - k$.

Os betas estimados são obtidos por meio da expressão (12)

⁴ Termo é em inglês, ou seja, *Reference Informative Prior*.

$$\hat{\beta} = (AX'XA)^{-1}AX'y_0 \quad (12)$$

O procedimento de Agliari and Pariseti (1988) envolve duas etapas: primeira, estimam-se os parâmetros $\hat{\beta}$ e após esses parâmetros são usados para obter a distribuição posterior, isto é:

$$\begin{aligned} \beta_a &= E[\beta | y_0, X] = \hat{\beta} \\ \sigma_a^2 &= E[\sigma^2 | y_0, X] = g \frac{vs_0^2}{v-2} \end{aligned} \quad (13)$$

A equação (13) define o estimador anterior β_a como da amostra conceitual e a variância anterior σ_a^2 com uma função do grau de precisão g . Assim, a informação anterior é uma transformação da função de distribuição de probabilidade na equação (10).

$$p(\beta, \sigma) \propto \frac{1}{\sigma^{v+1}} \exp\left\{-\frac{(v-2)\sigma_a^2}{2\sigma^2}\right\} \frac{1}{\sigma^k} \exp\left\{-\frac{g}{2\sigma^2}(\beta - \beta_a)'AX'XA(\beta - \beta_a)\right\} \quad (14)$$

Por fim, a função distribuição posterior é proporcional à distribuição *a priori* (14), e a função máxima verossimilhança é dada pela equação (15)

$$p(\beta, \sigma | y, X) \propto \frac{1}{\sigma^{n+v+1}} \exp\left\{-\frac{1}{\delta\sigma^2}(\beta - \beta_p)'(gAX'XA + X'X)(\beta - \beta_p)\right\} \quad (15)$$

em que $\frac{1}{\delta} = \frac{1}{2} \left\{ (v-2)\sigma_a^2 + vs_0^2 + (\hat{\beta} - \beta_a)'X'[X(gAX'XA + X'X)^{-1}X' + I]^{-1}X(\hat{\beta} - \beta_a) \right\}$

Desse modo, os parâmetros betas posteriores são estimados conforme a equação (16)

$$\beta_p = (gAX'XA + X'X)^{-1}(gAX'XA\beta_a + X'X\hat{\beta}) \quad (16)$$

A variância e a covariância são expressas pelas equações (17) e (18), respectivamente.

$$E(\sigma^2 | y, X) = \frac{2}{\delta(v+n-2)} \quad (17)$$

$$Cov(\beta_p | y, X) = (gAX'XA + X'X)^{-1} \frac{2}{\delta(v+n-2)} \quad (18)$$

As variáveis usadas para análise são séries trimestrais para: a) taxa de inflação, π_t , medida pela variação do índice de preços ao consumidor dos últimos seis meses; b) e_t desvio da taxa de câmbio de seu valor de paridade do poder de compra; c) h_t hiato do produto, calculado pelo desvio do *log* do índice da produção industrial da tendência ao quadrado; e d) i_t taxa de juros, representada pela taxa sobre os depósitos, acumulada nos últimos 6 meses.

4 Análise da meta de inflação, desempenho da política monetária e análise bayesiana

O caráter preventivo da política monetária tem sido a estratégia dominante do Comitê de Política Monetária, a qual tem como pressuposto a antecipação de choques futuros e também as próprias limitações no controle dos preços, o que torna fundamental o conhecimento dos mecanismos de transmissão da política monetária. Dentre os principais canais de transmissão estão: (i) taxas de juros; (ii) taxas de câmbio, (iii) preços de ativos, (iv) crédito, (v) expectativas; pois eles influenciam os níveis de poupança, investimento, decisão de gastos das famílias e das empresas, que no final, refletir-se-ão em alterações na demanda agregada e na taxa de inflação.

O canal de taxa de juros afeta toda a estrutura a termo da taxa de juros, o que influencia as decisões de consumo e investimento dos agentes econômicos. Já o canal da taxa de câmbio exerce influência direta nos preços domésticos dos bens comercializáveis internacionalmente. De maneira indireta afeta o nível de preços, pela da demanda agregada, ao tornar os bens domésticos mais caros ou baratos em relação aos importados. O canal das expectativas é importante, pois o Banco Central pode alterá-las e, com isso, afetar a evolução futura da economia. O canal do crédito tem maior importância em países nos quais o crédito corresponde a uma grande parcela do produto interno bruto, pois ele afeta decisões de consumo e investimento. O último canal de transmissão é pelos preços dos ativos, pois variações na riqueza das pessoas causam alterações em suas decisões de consumo e investimento. As evidências empíricas brasileiras indicam que mudanças nas taxas de juros produzem efeitos defasados na taxa de inflação, entre seis a nove meses no canal da demanda agregada, segundo o Bacen (2008). Dessa forma, se a avaliação prospectiva da inflação indicar que no horizonte de interesse do Comitê de Política Monetária, que varia de seis a vinte e quatro meses, a taxa de variação dos preços ao consumidor ficará acima (abaixo) da meta estabelecida; a conclusão direta é a necessidade de elevar (reduzir) a taxa básica de juros.

O regime de metas de inflação adotado, a partir de junho de 1999, introduz transparência nas decisões de política monetária adotadas pelo Comitê de Política Monetária. Esse sistema opera como um sinalizador para a formação das expectativas dos agentes

econômicos. Dessa forma, o regime de metas de inflação define de maneira clara as responsabilidades pela formulação e execução da política monetária no Brasil. A tabela 1 apresenta o histórico de metas de inflação, o intervalo de tolerância e a inflação efetiva obtida. Pode-se verificar que o objetivo inicial do Banco Central foi indicar uma trajetória descendente para a inflação brasileira, de acordo com as metas estabelecidas para os anos de 1999 a 2001.

Tabela 1– As metas de inflação na economia brasileira de 1999 a 200

Ano	Norma	Data	Meta (%)	Banda (p.p)	Limite inferior e superior (%)	Inflação efetiva – IPCA % a.a
1999	Resolução 2.615	30/6/1999	8	2	6 – 10	8,94
2000	Resolução 2.615	30/6/1999	6	2	4 – 8	5,97
2001	Resolução 2.615	30/6/1999	4	2	2 – 6	7,67
2002	Resolução 2.744	28/6/2000	3,5	2	1,5 – 5,5	12,53
2003*	Resolução 2.842 e	28/6/2001	3,25	2	1,25 – 5,25	9,30
	Resolução 2.972	27/6/2002	4	2,5	1,5 – 6,5	
2004	Resolução 2.972 e	27/6/2002	3,75	2,5	1,25 – 6,25	7,60
	Resolução 3.108	25/6/2003	5,5	2,5	3 – 8	
2005	Resolução 3.108	25/6/2003	4,5	2,5	2 – 7	5,69
2006	Resolução 3.210	30/6/2004	4,5	2	2,5 – 6,5	3,14
2007	Resolução 3.291	23/6/2005	4,5	2	2,5 – 6,5	4,46
2008	Resolução 3.378	29/6/2006	4,5	2	2,5 – 6,5	
2009	Resolução 3.463	26/6/2007	4,5	2	2,5 – 6,5	

Fonte: Banco Central do Brasil

*A Carta Aberta, de 21/1/2003 estabeleceu metas ajustadas de 8,5 % para 2003 e de 5,5 % para 2004.

O Banco Central brasileiro obteve sucesso nos dois primeiros anos, no sentido de manter a inflação dentro dos intervalos preestabelecidos. Entretanto, a partir de 2001 diversos choques afetaram o comportamento da inflação, especialmente nos anos de 2001 e 2002.

Citam-se, por exemplo, a crise energética e a incerteza sobre o processo de transição política no Brasil, os quais afetaram os prêmios de risco e a trajetória da taxa de câmbio, com efeitos significativos sobre a taxa de inflação. Como consequência, os objetivos estabelecidos para a meta de inflação não foram atingidos. A estratégia adotada pelo Banco Central foi reconhecer o impacto da inércia inflacionária e, dessa forma, alterar as metas para os anos de 2003 e 2004, de modo a trazer a inflação de forma gradual aos níveis desejados. A partir de 2005, o Banco Central passa a usar a política monetária de forma eficiente no que se refere ao cumprimento dos objetivos estabelecidos da meta, mantendo a inflação dentro da faixa de tolerância.

Tabela 2 – Inflação, PIB e taxa de juros – média, desvio padrão e coeficiente de variação no período de 1996 a 2008

Período	Taxa de inflação (%)			PIB (%)			Taxa de juros (%)		
	Média	DP	CV	Média	DP	CV	Média	DP	CV
Anterior à meta de inflação, 1996:2 – 1999:2	5,4	4,8	89	1,5	6,0	391	27,8	6,1	22
Regime de metas, 1999:3 – 2008:2	7,2	5,2	72	3,5	3,9	110	17,3	3,6	21
Regime de metas (a) 1999:3 – 2008:2	5,8	3,0	51	4,2	3,7	89	16,3	3,1	19
Regime de metas (b) 2003:3 – 2008:2	5,4	2,1	39	4,7	3,8	81	15,8	3,4	21

Fonte: Bacen (2008).

Nota: (a) Exclusive o período de choques externos: 2001:3 a 2003:2; (b) Após o período de choques externos.

Em uma avaliação do regime de metas de inflação no Brasil, no período que compreende o quarto trimestre de 1994 até o quarto trimestre de 2002, Minella et al. (2003) concluíram que o mecanismo de metas de inflação no Brasil tem sido fundamental no processo de estabilização econômica. A taxa de inflação média reduziu-se após a adoção do sistema de metas de inflação, bem como sua variabilidade. A taxa de inflação média teve uma redução de 10,3% para 8,9%, e a taxa média de crescimento PIB apresentou uma elevação de 2,0% para 2,5%. Tanto a taxa de inflação quanto o PIB apresentaram uma redução significativa na sua variabilidade, passando de 9,2% para 6,0 % e de 6,3 % para 3,3%,

respectivamente. Já na taxa de juros, a redução média mostrou-se elevada, bem como sua variação.

Esses resultados podem ser comparados com os do Bacen (2008), que estão apresentados na tabela 2. No período compreendido entre o segundo trimestre de 1996 e o segundo trimestre de 2008, verifica-se que a taxa média de inflação não apresentou uma redução significativa, situou-se na faixa de 5,4% a 7,2%. Contudo, sua variabilidade é bem menor revelando um desvio padrão de 4,8 a 2,1, que é logicamente ratificado pelo coeficiente de variação, caindo de 89% para 39%. Isso, portanto, evidencia uma melhora na dinâmica da inflação. Com relação ao PIB, o crescimento médio mostra-se bastante superior ao crescimento apresentado antes do sistema de metas, ou seja, passou de 1,5% para uma média de 3,8% no regime de metas de 2003:3 a 2008:2, além de apresentar uma variabilidade muito inferior, e o coeficiente de variação apresentou uma redução significativa. Esse comportamento também é revelado pela taxa de juros, cuja média cai 27,8% antes da meta de inflação para média 15,8% no período compreendido pelos anos de 2003 a 2008, embora o coeficiente de variação tenha se mantido praticamente estável.

Tabela 3 – Médias posteriores do Brasil: análise individual da taxa de juros frente à taxa de inflação, o hiato do produto e a variação cambial: Prior = 1980-1994, Máxima verossimilhança =1995-2008

		Taxa de inflação		Hiato do produto		Variação cambial	
		$\beta_{1a} = 0,0412$	$\beta_{2a} = 0,203$	$\beta_{1a} = 0,1451$	$\beta_{2a} = 0,218$	$\beta_{1a} = 0,1656$	$\beta_{2a} = 0,1069$
		β_{1p}	β_{2p}	β_{1p}	β_{2p}	β_{1p}	β_{2p}
a_1	a_2						
10,0	10,0	0,0409	0,2044	0,1438	0,2183	0,1641	0,1058
5,0	5,0	0,0400	0,2070	0,1401	0,2175	0,1598	0,1026
1,0	1,0	0,0261	0,2478	0,0802	0,2045	0,0910	0,0515
0,1	0,1	0,0112	0,2911	0,0166	0,1907	0,0179	-0,0027
		$\beta_1 = 0,0110$	$\beta_2 = 0,292$	$\beta_1 = 0,0154$	$\beta_2 = 0,1905$	$\beta_1 = 0,0165$	$\beta_2 = -0,0038$

Uma questão crucial na política monetária tem sido como a autoridade monetária deve formular e implementar suas decisões para atingir, da melhor maneira, seus objetivos finais, tais como a estabilidade de preços e o nível máximo de emprego ao longo do tempo. Uma política monetária bem-desenhada, segundo Orphanides (2007), pode auxiliar a economia

durante os períodos de flutuações cíclicas, melhorando a estabilidade econômica e o bem-estar dos agentes econômicos. Como a estabilidade de preços tende a ser o principal objetivo da política monetária, logo aumenta a importância de o Banco Central adotar uma estratégia que procure se antecipar às pressões inflacionárias. De acordo com o Bacen (2008) a evolução da taxa de juros real no Brasil tem apresentado uma trajetória descendente, apesar de ainda ocorrerem variações significativas em resposta aos choques que afetam o comportamento da inflação. A taxa de juro real passou de uma média de 18,4% no período 1996 a 1999 para 15% em 2000 a 2003 e, finalmente, para aproximadamente 8% no período 2006 a 2008. Claramente a queda mais acentuada ocorre após adoção do regime de metas de inflação.

A tabela 3 apresenta o efeito individual da taxa de inflação, do hiato do produto e da variação cambial sobre a taxa de juros. Para se estimar o parâmetro da distribuição a priori, foi utilizado o período pré-estabilidade (1980-1994) e, para o parâmetro da função máxima verossimilhança, foi utilizado o período de estabilidade macroeconômica (1995-2008).⁵ As médias posteriores mostram que todos as três variáveis estão positivamente relacionadas com a taxa de juros, durante o período pré-estabilidade. Entretanto, a variação cambial teve seu sinal trocado quando da transição entre os períodos, ou seja, ocorreu uma mudança de um efeito positivo no período 1980-1994 para outro negativo no período 1995-2008. Esse fato pode estar associado à redução no efeito pass-through do câmbio para os preços domésticos.

Tabela 4 – Médias posteriores do efeito *pass-through* no Brasil (Prior =1980-1994, máxima verossimilhança =1995-2008)

		Variação Cambial	
		$\beta_{1a} = 0,6061$	$\beta_{2a} = 0,8180$
a_1	a_2	β_{1p}	β_{2p}
10,0	10,0	0,6002	0,8101
5,0	5,0	0,5835	0,7874
1,0	1,0	0,3129	0,4212
0,1	0,1	0,0255	0,0323
$\beta_1 = 0,0197$		$\beta_2 = 0,0245$	

⁵ No anexo encontram-se detalhadas as trajetórias das taxa de juros, da taxa de inflação, do hiato do produto e da variação cambial no Brasil, em diversos períodos analisados.

O efeito *pass-through* da taxa de câmbio para os preços domésticos entre os períodos selecionados pode ser observados por meio da tabela 4. Observa-se que houve uma queda entre o valor do parâmetro estimado para a distribuição a priori e o valor do parâmetro estimado da função de máxima verossimilhança. Essa queda observada do efeito *pass-through* da taxa de câmbio está de acordo com os estudos realizados para economia brasileira, conforme mostra Belaisch (2003) e para outros países da América Latina, como conclui Barqueiro et al. (2003).

Tabela 5 – Médias posteriores do Brasil (Prior = 1980-1994, máxima verossimilhança =1995-2008)

		Taxa de inflação	Hiato do produto	Variação cambial	
		$\beta_{1a} = 0,0350$	$\beta_{2a} = 0,2408$	$\beta_{3a} = -0,1622$	$\beta_{4a} = -0,0271$
a_1	a_2	β_{1p}	β_{2p}	β_{3p}	β_{4p}
10,0	10,0	0,0347	0,2407	-0,1594	-0,0269
5,0	5,0	0,0340	0,2407	-0,1515	-0,0264
1,0	1,0	0,0230	0,2406	-0,0233	-0,0190
0,1	0,1	0,0112	0,2405	0,1127	-0,0110
		$\beta_1 = 0,0110$	$\beta_2 = 0,2405$	$\beta_3 = 0,1155$	$\beta_4 = -0,0109$

A tabela 5 apresenta os impactos conjuntos da taxa de inflação, do hiato do produto e da variação cambial sobre a taxa de juros. Pode-se observar que a taxa de inflação manteve o sinal positivo em ambos os períodos estudados. Por sua vez, o hiato do produto teve um efeito negativo no período pré-estabilidade, mas esse efeito mudou no período seguinte. A variação cambial também apresentou um sinal diferente do esperado, pois em termos teóricos a desvalorização cambial resultaria em um aumento da taxa de juros.

Os resultados da aplicação da análise bayesiana remetem ao entendimento de que a taxa de inflação manteve sempre o efeito positivo em função de o Banco Central ter como objetivo primário a estabilidade dos preços. Para tal tarefa, o Bacen utilizou-se da taxa de juros para manter a taxa de inflação sob controle. Assim sendo, tanto o hiato do produto quanto a taxa de câmbio tiveram um papel secundário nesse processo.

5 Considerações finais

A política monetária tem sido conduzida pelo Comitê de Política Monetária, principalmente a partir da adoção do regime de meta de inflação, no sentido de antecipar

choques futuros e que viesse a limitar o controle dos preços. Os mecanismos de transmissão da política monetária são as taxas de juros, as taxas de câmbio, os preços de ativos, o crédito e as expectativas, pois eles influenciam os níveis de poupança, investimento, decisão de gastos das famílias e das empresas, o que no final, refletirão em alterações na demanda agregada e na taxa de inflação.

O regime de metas de inflação adotado a partir de junho de 1999 tem como características-chave a transparência nas decisões de política monetária. O Banco Central brasileiro teve êxito em atingir a maioria das metas de inflação estabelecidas, além de uma melhora no desempenho macroeconômico. O crescimento médio do produto mostrou-se bastante superior, ou seja, antes do sistema de metas era de 1,5% e passou para uma média de 3,8% no regime de metas de 2003:3 a 2008:2, além de apresentar menor variabilidade. Esse comportamento também é revelado pela taxa de juros, cuja média cai 27,8% antes da meta de inflação para a média de 15,8% no período compreendido pelos anos de 2003 a 2008.

No que se refere ao emprego do instrumental econométrico bayesiano e do método A-g prior, para verificar o comportamento da taxa de juros, os resultados têm demonstrado que a taxa de inflação tem um papel central que afeta o comportamento da taxa de juros. Quanto à taxa de câmbio, constatou-se que, no período 1980-1994, o efeito *pass-through* do câmbio para os preços domésticos foi elevado. Esse fato implica que o impacto da taxa de câmbio sobre a taxa de juros fosse refletido por meio da taxa de inflação. Entretanto, observa-se uma queda do efeito *pass-through* no período pós-Plano Real.

Os resultados da aplicação da análise bayesiana mostraram também um comportamento irregular do hiato do produto, quando analisado em conjunto com a taxa de câmbio e a taxa de inflação. Como o taxa de inflação sempre teve efeito positivo sobre a taxa de juros, esse fato demonstra que o Banco Central tem se preocupado principalmente em utilizar a taxa de juros para controlar a inflação. Assim sendo, tanto o hiato do produto quanto a taxa de câmbio tiveram um papel secundário nesse processo, o que permite inferir uma trajetória errática do hiato do produto, quando se assume que o foco central é a manutenção da estabilidade macroeconômica.

Referências

AGLIARI, A., PARISETTI, C. A-g Reference informative prior: a note on Zellner's g prior. **The Statistician**, v.7, n. 3 p. 271-275, 1988.

ADOLFSON, Malin. Incomplete exchange rate pass-through and simple monetary policy rules. **Journal of International Money and Finance**, Cambridge, n. 26, p. 468-494, 2007.

ANDRADE, Joaquim P.; DIVINO, José A. Monetary policy of the Bank of Japan – inflation target versus exchange rate target. **Japan and the World**, North-Holland, Elsevier Science Publishers B.V, v. 17, p. 189 – 208, 2005.

ARAÚJO, Maria da G. D.S; BUGARIN, Mirta; MUIINHOS Marcelo K; SILVA. José R. **The effect of adverse supply shocks on monetary policy and output**. 2006 Brasília, Banco Central do Brasil. Apr. 37 p. (Working Paper Series n° 103). Disponível em <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 15 Jan 2008.

ASSO, Francesco; KAHN, George; LEESON, Robert. **Monetary policy rules**; from Adam Smith to John Taylor., Dallas Fed: Taylor rules Conference, out. 2007. 59 p.

BACEN. Banco Central do Brasil. **Relatório de inflação**. Brasília, 2008.

BARRO, Robert J.; GORDON, David B. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. **Journal of Monetary Economics**. Amsterdam: North-Holland, v. 12 n.3. p.101 - 121. 1993.

BAQUEIRO, A.; DÍAZ de León A.; and. TORRES A. Fear of floating or fear of inflation? The role of the exchange rate pass-through, In HAEGEN van der; VIÑALS J. **Regional Integration in Europe and Latin America**, London: Ashgate 2003.

BELAISCH, A. Exchange rate pass-through in Brazil. **IMF Working Paper**, p.1-18. 2003.

CLARIDA, Richard; GALÍ, Jordi; GERTLER, Mark. Monetary policy rules in practice: some international evidence. **European Economic Review**, North-Holland, Elsevier Science Publishers B.V, v. 42, p. 1033 - 1067, 1998.

FRAGA, Arminio; GOLDFJAN, Ilan; MINELLA, André. **Inflation targeting in emerging market economies**. National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper 10019, 2003.

KYDLAND, Finn E.; PRESCOTT Edward C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. **Journal of Political Economy**, Chicago, University of Chicago Press, v. 85, n. 03, p. 473 - 491. 1997.

McCALLUM, Beneth.T. **Monetary policy and the term structure of interest rate**. Cambridge: Massachusetts, National Bureau of Economic Research, Nov. 35 p. 1994. (NBER Working Paper n° 4938). Disponível em <http://www.nber.org.com>. Aces Viñals so em 15.4 2008

MINELLA, André; FREITAS, Paulo Springer de; GOLDFAJN, Ilan; MUIINHOS, Marcelo K. **Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges**, Banco Central do Brasil, Working Paper n. 53, 2003.

ORPHANIDES, Athanasios. Taylor rules. **Finance and Discussion Series**, Federal Reserve Board, Washington D.C, 2007.

POOLE, William. Monetary policy rule? **Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 81, n. 1, p 3 – 12, Mar./Apr. 1999.

POOLE, William, The Fed's monetary policy rule, Federal. **Reserve Bank of St. Louis Review**, Jan/Feb, v. 88, n. 2, p 1 - 11 Jan./Feb. 2006.

ROMER, David. **Advanced Macroeconomics**. New York, McGraw-Hill Companies, Inc. 540p. 1996.

ROMER Christina D.; ROMER, David H. A new measure of monetary shocks: derivation and implication. **The American Economic Review**, Nashville, n. 94, v. 4, p. 1055 - 1084 set. 2004.

SVENSSON, Lars E.O. **Monetary policy and Japan's liquidity trap**, Princeton, Princeton University: Nov. 12 p. (CEPS Working Paper n° 126). 2006. Disponível <http://www.princeton.edu/~ceps/workingpapers/126svensson>. Acesso em: 15 de dezembro de 2007.

TAYLOR, John B. **Discretion versus policy rules in practice**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39, p. 195 - 214, 1993.

TAYLOR, John B. Monetary policy and long boom. **Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 80, n. 6, p. 3 – 11, Nov./Dec. 1998.

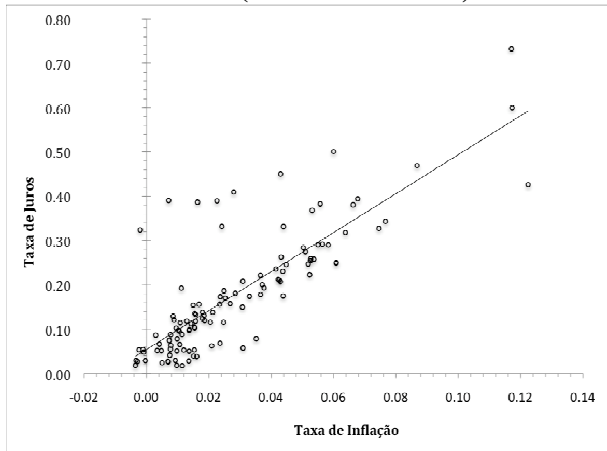
TAYLOR, John B, **The explanatory power of monetary policy rules** . Cambridge: Massachusetts, National Bureau of Economic Research, Dec. 2007, 22 p. (NBER Working Paper n° 13685). Disponível em <http://www.nber.org.com>. Acesso 15.4 2008.

WALSH, Carl E. **Monetary theory and policy**. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology Press, 528 p. 1998.

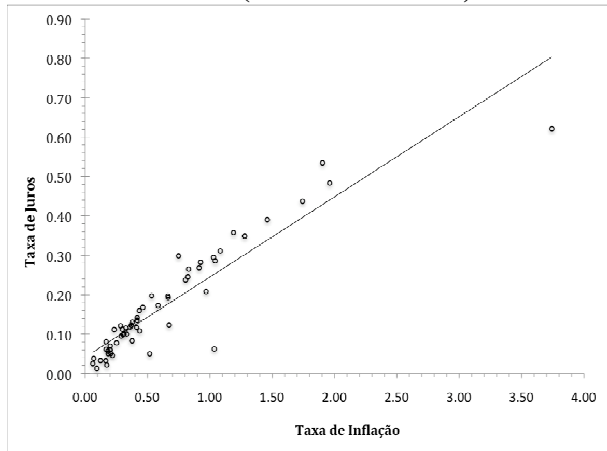
ZELLNER, A. Applications of bayesian analysis and econometrics. **The Statistician**, v.132, p. 23-34, 1983

ANEXO: Taxa de juros, taxa de inflação, hiato do produto e variação cambial no Brasil (1980/T1–2008/T4)

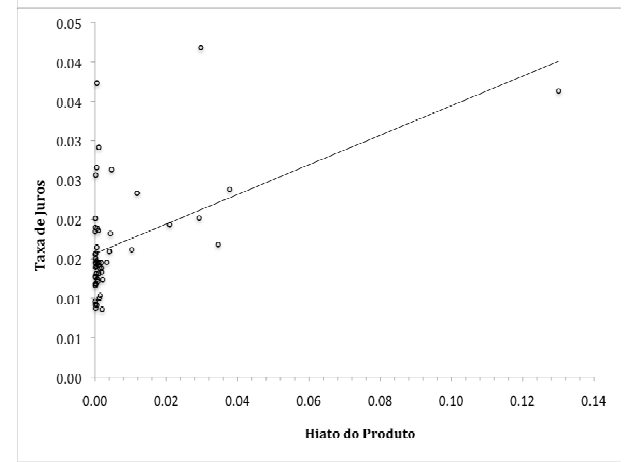
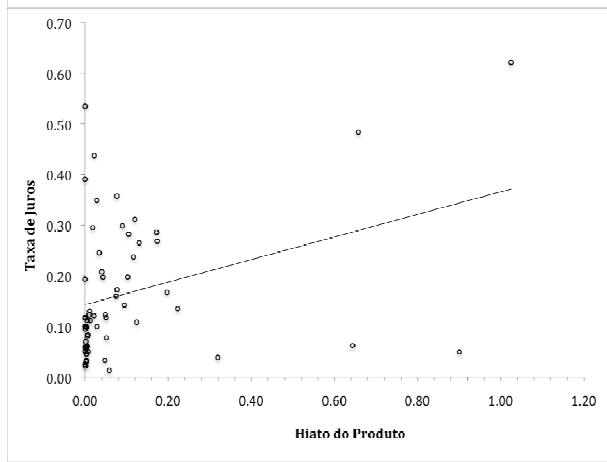
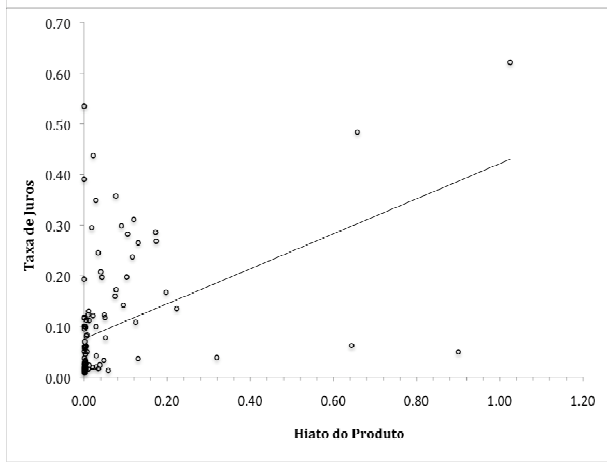
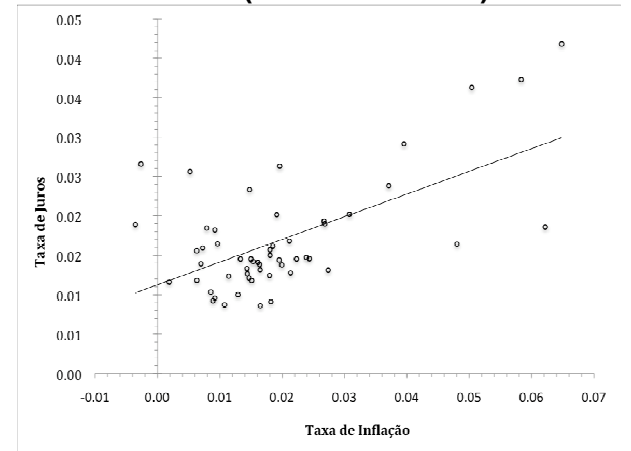
Brasil (1980T1-2008T4)

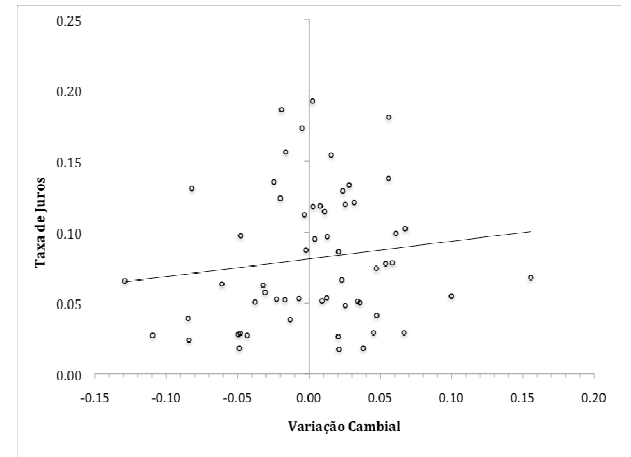
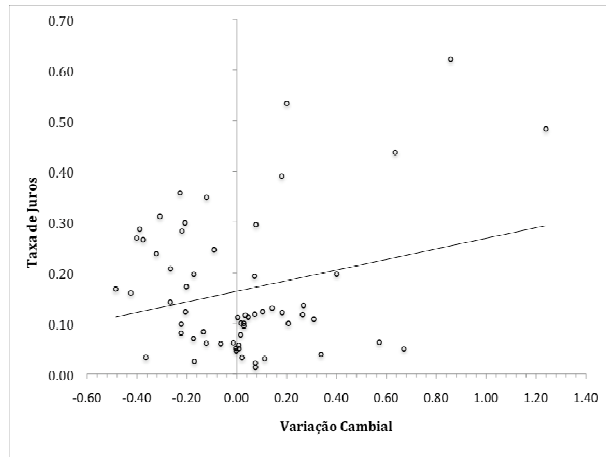
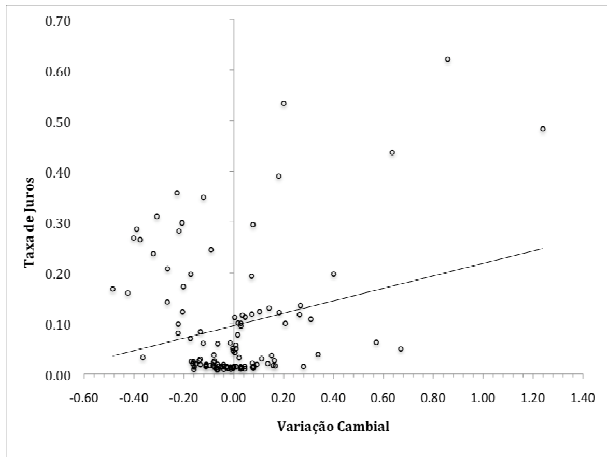


Brasil (1980T1-1994T4)



Brasil (1995T1-2008T4)





Universidade de Caxias do Sul

Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais

- 030 – mar. 2009** – Empresas transnacionais e os investimentos estrangeiros diretos: uma análise comparativa entre os países selecionados a partir dos anos 90
Janete Pezzi – DECE/UCS, Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS
- 031 – abr. 2009** – Análise do desempenho das exportações brasileiras de açúcar e as restrições da União Européia a partir de 1995
Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS; Soraia Santos da Silva DECE/UCS
- 032 – maio. 2009** – Reflexões sobre as barreiras não tarifárias às exportações na cadeia de carne bovina brasileira
Sheila Zardo da Silva – UCS Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS; Guilherme Malafaia – PPGA/UCS
- 033 – jun. 2009** – Mercado acionário e o desempenho dos ativos financeiros no Brasil com a análise técnica
Anderson de Paula – UNISINOS, Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS
- 034 – jul. 2009** – As alterações do mercado de trabalho na indústria de transformação em Caxias do Sul após a crise financeira de 2008
Adalberto Ajjara Dornelles Filho – CCET-UCS; David Gustavo Dalponte - Observatório do Trabalho-UCS; Lodonha Maria Portela Coimbra Soares – CECI-UCS; Luciane Sgarbi S. Grazziotin – CEFÉ-UCS; Moisés Waismann – CECI-UCS; Natalia Pietra Méndez – CECH-UCS; Vânia Beatriz Merlotti Herédia - CECH-UCS
- 035 – ago. 2009** – O efeito *pass-through* e as regras de política monetária no Brasil: uma análise bayesiana
Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS; Carlos E. Schönerwald da Silva – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS