

IMPORTÂNCIA DO CANAL DO CUSTO NA TRANSMISSÃO DOS EFEITOS DA TAXA DE JUROS SOBRE OS PREÇOS NA ECONOMIA BRASILEIRA, 1994-2005

André M. Marques¹

Adelar Fochezatto²

Resumo

O processo de controle de preços que vigora no Brasil nos últimos dez anos tem na taxa de juros um dos seus principais instrumentos. O pressuposto básico é de que a taxa de inflação pode ser reduzida mediante a redução da demanda agregada, ocasionada por uma elevação da taxa básica de juros. O objetivo deste trabalho é investigar outro canal de transmissão da taxa de juros aos preços finais, que ocorre através dos custos de produção. Neste caso, o pressuposto básico é o de que as empresas contabilizam nos custos os encargos dos juros de seus financiamentos da produção, repassando-os aos preços. Assim, em resposta a um aumento da taxa de juros, as empresas podem reduzir a oferta e elevar seus preços para manter suas margens de lucro. Empregando-se um modelo VAR, com dados mensais para o período de 1994 a 2005, encontrou-se evidência de que aumentos na taxa de juros podem provocar choques negativos de oferta e elevação da razão preço-salário, ocasionando, ao final, maior taxa de inflação.

Palavras-chave: Política monetária; Taxa de juros; Custo de produção; Inflação.

Abstract

In last ten years the monetary policy based in a high interest rate in Brazil became the paramount instrument to counter the price inflation. The main proposal of this study is to investigate the impact of interest rate, the instrument of the Central Bank to counter the rate of inflation, by the cost channel of monetary policy transmission. The study will analyze the impact of interest rate by the supply side of economics. Production takes time in a credit money economy: if the firms borrow working capital in such economy, the costs of loans are costs of production. The paper deals with VAR analysis through impulse response functions and variance's decomposition using a set of monthly data to period of low inflation in Brazilian case: 1994:09-2005:02. The results endorse the hypothesis that the rising interest rates by the Central Bank generally leads to a *fall* in production in several sectors of economy and expressive *rising* in price-wage ratio.

Key words: Interest rate; Cost of production; Inflation.

Área 11: Economia Monetária e Financeira

JEL: E31; E52; E58.

¹ Doutorando em Economia do PPGE-UFRGS, bolsista do CNPq. E-mail: andremmarques@ppge1.ppge.ufrgs.br

² Professor Titular do PPGE-PUCRS, pesquisador do CNPq. E-mail: adelar@pucrs.br

Os autores agradecem os comentários e sugestões de Eduardo Pontual Ribeiro e Marcos T. C. Lélis. Erros e omissões são de responsabilidade dos autores.

1 Introdução

Uma crescente literatura vem se dedicando ao estudo da política monetária e sua influência sobre as variáveis reais, não apenas através da demanda agregada, mas também através da oferta agregada. Neste último caso, a suposição é de que a política monetária, em particular a fixação da taxa básica de juros pela autoridade monetária³, influencia o custo de produção das empresas já que elas tomam empréstimos para financiar o processo produtivo, havendo uma defasagem de tempo entre este evento e o recebimento das receitas com a venda dos seus produtos⁴. Com isso, os empréstimos podem ser considerados um insumo importante na produção e a taxa de juros, estabelecida pela autoridade monetária, o preço⁵ desse insumo acrescido de um markup pelos bancos comerciais (ARESTIS & EICHNER, 1988, p. 1016; LAVOIE, 1992, 1996; ATESOGLU, 2003).

Apesar de ser antiga a idéia de que a taxa de juros poderia influenciar os custos de produção das firmas, remontando a meados do século XIX⁶, foi nos anos 70 que surgiram as primeiras pesquisas empíricas. Steven Seelig (1974) investigou essa hipótese para 35 setores da indústria norte-americana para o período 1955-69 com base nos argumentos de Wright Patman⁷. Os resultados obtidos, no entanto, não apoiaram a hipótese acima delineada. Nas palavras do autor, “(...) the impact of changes in interest rates on price changes is fairly negligible. The statistical and economic insignificance of the results does not support the hypothesis that increases in interest rates lead to higher prices via mark-up pricing” (SEELIG, 1974, p. 1060).

Alguns trabalhos mais recentes, no entanto, têm reavivado o debate nesse campo. Barth & Ramey (2000), utilizando Vetores Auto Regressivos (VAR), investigaram essa hipótese para diversos setores da indústria norte-americana empregando dados mensais ao longo do período 1959-1996. Segundo os autores, seus resultados dão indicações claras de que choques de política monetária equivalem a choques de custos. Os autores concluem que “(...) a cost channel rather than

³ “The rate of interest which rules the economic system originates from the power of the central bank unilaterally to fix the discount rate. Commercial banks have no choice (...). In this sense, the rate of interest is truly exogenous. It is fixed by the central bank, in accordance with its political or economic objectives (...). The rate of interest on bank loans or on bank deposits is likely to adjust to the rate of discount set by the central bank (LAVOIE, 1992, p. 163); Kaldor (1982, p. 24); Arestis & Eichner (1988, p. 1015-1016).

⁴ Esta é uma suposição que aparece em muitos trabalhos. Ver, por exemplo, Davidson (1978), Smithin (2003), Lavoie (1992, p. 149-169), Deleplace & Nell (1996), Moore (1988; 1991). “Companies borrow funds short term from banks primarily to meet their need for increased working capital. This need arises because companies must pay their factors of production, in particular labor, *before* they receive the sales receipts from the goods and services produced, which take time to manufacture and to sell” (MOORE, 1988, p. 373, ênfase no original).

⁵ Para fins didáticos abstraiu-se o impacto distributivo dessa variável. Para trabalhos recentes sobre esse ponto veja-se Argitis & Pitelis (2001). Para uma perspectiva teórica mais ampla veja-se Pasinetti (1988, CAP. VIII). Veja-se também Lavoie (1992, CAP. VI), Lavoie (1995), Hein & Ochsén (2003) e Hein (2004).

⁶ Thomas Tooke foi um dos pioneiros ao apresentar a idéia de uma correlação positiva entre os preços e a taxa de juros. Veja-se Schwartz (1990).

⁷ De onde se derivou a expressão “efeito Patman”. Na literatura heterodoxa essa correlação positiva entre preços e taxa de juros é denominada *Gibson's Paradox*. Veja-se Hannsgen (2004a).

a demand channel is the most important avenue of monetary transmission for that industry” (BARTH & RAMEY, 2000, p. 15).

Os autores ressaltam também que os resultados encontrados podem explicar três regularidades geralmente observadas e não consideradas pelas teorias convencionais: o grau de amplitude e persistência de choques de juros sobre variáveis reais; a correlação positiva geralmente observada entre juros e inflação em diversas economias⁸; e o fato de que as respostas das principais variáveis macroeconômicas a choques de juros são muito mais similares a choques negativos de tecnologia que a choques de demanda⁹.

Os resultados do estudo de Kim & Lastrapes (2002), utilizando dados mensais para a economia norte-americana no período de 1959-1999, também apóiam a hipótese do canal do custo na transmissão da política monetária. Segundo os autores, os resultados obtidos possibilitam afirmar que o efeito é mais expressivo do que foi sugerido pelo estudo de Barth & Ramey (2000): “The results of our analysis provide strong support for the predominance of the cost channel of monetary transmission in the short-run using data on industry-level real wages and output. (...) The cost channel of monetary transmission may be even more pervasive than suggested by Barth and Ramey” (KIM & LASTRAPES, 2002, p. 5).

Mais recentemente, Gaiotti & Secchi (2004) estudaram o caso da Itália com dados para 2000 firmas industriais ao longo de 14 anos, encontrando robusta evidência em favor de um canal de custo da política monetária. Segundo os autores, “(...) the adverse impact of interest rate hikes on the price level during a typical restriction cycle may not be negligible; the magnitude of the supply-side effect is such that it affects the optimal course of policy, possibly calling for more gradualism” (GAIOTTI & SECCHI, 2004, p. 26).

Deste modo, os resultados de boa parte dos estudos mais recentes tendem a apoiar a hipótese de um canal de custo da política monetária. Uma consequência disso é que, se o impacto sobre a oferta agregada for suficientemente expressivo, aumentos na taxa de juros podem levar a uma maior

⁸ Este é o caso da economia brasileira quando se plota essa relação no plano juros – inflação. Para economias desenvolvidas esse efeito foi inicialmente constatado por Sims (1992). Seu estudo incluiu Estados Unidos, Inglaterra, Japão, França e Alemanha, com dados mensais para o período 1965-1990. Sobre este ponto específico o autor conclui que, considerando as teorias convencionais, “The strong positive responses of prices (...) to interest rate innovations in some countries raise serious difficulties for interpreting these innovations as monetary policy shocks” (SIMS, 1992, p. 988). Após reespecificar seu modelo, o autor novamente conclui que: “The fact that responses of output to interest rate innovations remain so stable as the additional variables are introduced supports the monetarist/ISLM interpretation. But it *remains true even* in the six-variable systems that the *only country* in which the price response to an interest rate innovation is primarily *negative* is the *United States*, and even there the negative response does not appear for about a year. *This is an embarrassment for a monetarist/ISLM interpretation*” (SIMS, 1992, p. 995, ênfase acrescentada). Para todos os demais países do estudo Sims (1992) detecta uma resposta *positiva* dos preços frente a um choque na taxa de juros.

⁹ Este resultado é consistente com o modelo de Smithin (2003, CAP. VII), por exemplo, em que, em um sistema tecnologicamente progressivo, aumentos na taxa de juros podem ser equivalentes a choques negativos de produtividade.

taxa de inflação nos períodos seguintes acompanhada de menores níveis de produção, ao invés de redução da inflação, como se afirma correntemente.

Simetricamente, no caso do efeito negativo sobre a oferta agregada não predominar em relação ao efeito sobre a demanda agregada, o controle da inflação através da taxa de juros não deve acarretar repasses expressivos para os preços finais de modo a elevar a taxa de inflação nos períodos seguintes. Quando não for este o caso, quanto mais alta a taxa de juros maior tende a ser o repasse para os preços finais e menores tendem a ser os níveis de produção nos períodos seguintes. Por essa via, a magnitude deste efeito pode ter conseqüências importantes no desenho da política de juros, especialmente em um processo de estabilização em fase de consolidação, como é o caso brasileiro.

No atual desenho da política de estabilização macroeconômica no Brasil, a taxa de juros é o instrumento básico que a autoridade monetária utiliza para atingir as metas de inflação¹⁰. O Banco Central eleva a taxa de juros esperando que ela produza uma redução da taxa de inflação nos períodos seguintes, via redução da demanda agregada. Todavia, a presença de uma componente inercial¹¹ e de um canal de custo, de magnitude não desprezível, pode indicar que um aumento *once for all* na taxa de juros levaria a economia para longe das metas estabelecidas.

O objetivo deste estudo é investigar o impacto da taxa de juros sobre diversos setores da indústria brasileira. Para isso, é utilizado um modelo de Vetores Auto Regressivos (VAR) com dados mensais para o período de 1994:09-2005:02. A hipótese central do trabalho, tal como explicitada acima, é de que a taxa de juros entra na formação dos preços das empresas: “when entrepreneurs expand production, and until the output is sold, there is a gap in working capital needs that is bridged by bank loans” (ARESTIS & EICHNER, 1988, p. 1009). Ademais, o repasse do aumento dos custos aos preços finais é mais forte quando os mercados não são competitivos ou, em outras palavras, quando as firmas definem os preços adicionando um markup sobre os custos unitários de produção. Segundo Taylor (1994, p. 4), esta é uma situação característica dos países em desenvolvimento.

A confirmação da existência do repasse da taxa de juros, via custos de produção, aos preços finais proporcionará elementos importantes acerca da eficácia do regime de metas de inflação e da necessidade de se fazer ajustes no sistema. Também, fornecerá subsídios para uma melhor compreensão do porque a inflação no Brasil, considerando-se sua média anual dos últimos anos,

¹⁰ Veja-se, para maiores detalhes, Bogdanski et. al. (2000).

¹¹ Por exemplo, o estudo de Fasolo & Portugal (2003) encontrou evidência de que ainda existe um importante componente inercial na inflação brasileira.

continua elevada, apesar de ter sua taxa de juros estabelecida no maior patamar dentre todos os países emergentes¹².

2 Metodologia

2.1 O modelo teórico

A firma representativa maximiza lucros e seu preço P é formado a partir de um markup sobre os custos primários. A função lucro dessa firma, portanto, seguindo Barth & Ramey (2000), pode ser expressa como:

$$(1) \quad \Pi = f(P, Q, R, W, C)$$

em que, Π é o lucro da firma; P é o preço do produto, incluindo o markup sobre os custos unitários; Q é o nível de produção; R é a taxa de juros cobrada pelos bancos comerciais, que é um simples markup da taxa de juros fixada pela autoridade monetária; W é o salário nominal que as firmas pagam aos trabalhadores antes de vender a produção; C são os custos unitários indiretos. Esta expressão representa, sinteticamente, a função de oferta agregada da economia.

Do modelo acima, extraem-se as seguintes hipóteses¹³: a) um aumento dos preços dos produtos provoca diretamente um aumento dos lucros das empresas; b) um aumento da produção, pelo fato de reduzir a capacidade ociosa, acaba reduzindo os custos unitários de produção e, por conseqüência, aumentando o lucro das empresas; c) um aumento da taxa de juros, por parte da autoridade monetária, eleva o custo dos empréstimos para a produção aumentando o passivo das empresas e, desta forma, reduzindo os seus lucros; d) um aumento dos salários eleva os lucros porque os gastos dos trabalhadores acabam retornando na forma de receitas das vendas dos produtos; e e) um aumento dos custos indiretos de produção reduz os lucros das empresas.

A demanda agregada da economia pode ser expressa como:

$$(2) \quad P = f(Q, D)$$

onde D representa a demanda agregada da economia e P e Q foram definidos anteriormente. As hipóteses, neste caso, são¹⁴: a) um aumento do nível de produção por parte das empresas tende a reduzir o nível de preços dos produtos; e b) um aumento da demanda agregada não necessariamente leva a um aumento no nível de preços dos produtos, em vista da capacidade ociosa em que as

¹² Veja-se, por exemplo, *The Economist*, April 9th, 2005, p. 90.

¹³ Os fundamentos teóricos destas suposições podem ser encontrados em Lavoie (1992, CAP. III); Deleplace & Nell (1996, p. 8).

¹⁴ Ibid.

empresas operam. O impacto positivo se houver, é exercido por meio do aumento do markup desejado pelas empresas.

No mercado de trabalho tem-se um único trabalhador que recebe periodicamente um salário nominal (W)¹⁵, definido conforme a seguinte função:

$$(3) \quad W = f(Q, D, R)$$

Neste mercado, teremos três hipóteses. Primeiro, o crescimento da produção tende a aumentar a demanda de trabalho, podendo aumentar o nível de salário. Entretanto, em uma situação de desemprego involuntário, como sempre há trabalhadores dispostos a trabalhar pelo salário nominal vigente, pode ocorrer que o aumento da produção não leve a aumentos no nível de salário¹⁶ (aumentaria somente a massa de salários).

Segundo, um aumento na demanda agregada eleva a produção que, por sua vez, leva a um aumento na massa de salários e nos lucros dos empresários. Dependendo da taxa de desemprego, o crescimento da massa salarial pode vir acompanhado, ou não, pelo aumento do salário nominal. Porém, elevações na taxa de juros por parte da autoridade monetária tendem a deprimir os lucros dos empresários ao elevar os custos de seus financiamentos, o que pode levá-los a reduzir sua produção e a demitir trabalhadores. Assim, um aumento da taxa de juros tende, também, a reduzir o salário nominal (ou a massa de salários) e junto com os lucros das empresas.

Calculando a diferencial total das expressões (1), (2) e (3) e colocando-se as variáveis endógenas no lado esquerdo das igualdades encontra-se:

$$(1') \quad d\Pi - \Pi_P \cdot dP - \Pi_W \cdot dW = \Pi_Q \cdot dQ + \Pi_R \cdot dR + \Pi_C \cdot dC$$

$$(2') \quad dP = P_Q \cdot dQ + P_D \cdot dD$$

$$(3') \quad dW = W_Q \cdot dQ + W_D \cdot dD + W_R \cdot dR$$

Arranjando na forma matricial obtém-se:

$$(4) \quad \begin{bmatrix} 1 & -\Pi_P & -\Pi_W \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} d\Pi \\ dP \\ dW \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Pi_Q & \Pi_R & \Pi_C & 0 \\ P_Q & 0 & 0 & P_D \\ W_Q & W_R & 0 & W_D \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} dQ \\ dR \\ dC \\ dD \end{bmatrix}$$

Resolvendo simultaneamente as equações do modelo, usando-se a regra de Cramer, chega-se ao seguinte quadro resumo de resultados:

¹⁵ Nesta economia os empresários exercem sua sensatez procurando fixar contratos de salários monetários, aumentando, assim, a previsibilidade de seus custos. Veja-se Davidson (1978, p. 147-154).

¹⁶ Uma especificação mais precisa para os salários pode ser encontrada em Smithin (2003, CAP. VII). Uma parcela dos salários depende do crescimento econômico, porém, há uma parcela importante que provém dos elementos políticos e sociológicos da sociedade (poder de barganha dos sindicatos; instituições, etc).

Quadro 1 – Sinais dos multiplicadores do modelo teórico.

$\frac{d\Pi}{dQ}$	> 0	$\frac{dP}{dQ}$	< 0	$\frac{dW}{dQ}$	≥ 0
$\frac{d\Pi}{dR}$	< 0	$\frac{dP}{dR}$	$= 0$	$\frac{dW}{dR}$	< 0
$\frac{d\Pi}{dC}$	< 0	$\frac{dP}{dC}$	$= 0$	$\frac{dW}{dC}$	$= 0$
$\frac{d\Pi}{dD}$	≥ 0	$\frac{dP}{dD}$	≥ 0	$\frac{dW}{dD}$	≥ 0

Fonte: cálculo dos autores.

Portanto, pode-se afirmar que, com base no modelo acima, um aumento da taxa de juros tende a provocar uma queda nos lucros totais das empresas. No entanto, para compensar, elas tendem a aumentar a margem de lucro demitindo trabalhadores e/ou elevando seu markup. Se os salários dessa economia forem fixados em contratos monetários é plausível supor que, para manter o lucro total, as empresas aumentam os preços em resposta a um aumento da taxa de juros. Em outras palavras, os empresários prevêm que um aumento da taxa de juros provoca uma redução das vendas e/ou aumento de seus custos ao tomarem empréstimos para financiar o processo produtivo. Dado que objetivam maximizar lucros, eles aumentam sua margem através da demissão de trabalhadores e/ou do aumento do preço do produto. Este modelo, portanto, prevê uma correlação inversa entre níveis de produção (vendas) e preços ($-dP/dQ = \Pi_Q/\Pi_P$).

É importante observar, portanto, que se predominar o impacto da taxa de juros sobre a oferta agregada (choque de custos) haverá uma correlação inversa entre o nível de preços e o nível de produto. Porém, se predominar o impacto sobre a demanda agregada identificar-se-á uma correlação direta entre os preços (P) e o nível de produção (Q) das firmas. Um choque de juros, ao reduzir a demanda agregada (consumo e investimento), por essa via tende a reduzir os preços e também o nível de produção das empresas.

2.2 O modelo empírico¹⁷

Para investigar as possibilidades apontadas pelo modelo teórico, seguindo os trabalhos de Barth & Ramey (2000) e Kim & Lastrapes (2002), foram definidos dois modelos VAR com seis e sete equações, respectivamente¹⁸:

$$(5) \quad Y' = [INDGERSA_t; IPCA_t; IPA_t; M0_t; JUROS_t; PW_t];$$

$$(6) \quad X' = [INDGER_t; IPCA_t; IPA_t; M0_t; JUROS_t; PW_t; Q_{i,t}]$$

¹⁷ O modelo empírico utilizado neste trabalho segue a linha de investigação de Barth & Ramey (2000, p. 14) e Hanson (2004).

¹⁸ A justificativa da seleção das variáveis pode ser encontrada em Sims (1992), Bernanke & Gertler (1995), Barth & Ramey (2000) e especialmente Hanson (2004).

onde *INDGERSA* é o índice de produção da Indústria Geral do IBGE, utilizado como *proxy* para o produto global; Q_i é o índice de produção da indústria *i*; *IPCA* é o índice de preços ao consumidor do IBGE; *IPA* (IPA-DI/FGV) é o índice de preços das matérias-primas; *M0* é a oferta monetária¹⁹; *JUROS* é a taxa de juros Selic; *W* é o índice de salário nominal médio na indústria (CNI); *PW* é razão preço-salário (*proxy* para o markup); e o subíndice *t* expressa os períodos de tempo ($t = 1, \dots, T$)²⁰.

A amostra empregada compreende dados mensais para 52 setores/subsetores da indústria brasileira ao longo do período 1994:09 – 2005:02, disponíveis no IPEADATA. Todas as séries relativas à produção setorial e à indústria geral foram dessazonalizadas²¹. Todas as variáveis foram empregadas em logaritmo natural, excetuando-se a taxa de juros, empregada em percentagem mensal. A razão *P/W* é simplesmente a diferença dos logaritmos de *IPCA* e *W*. Os testes padrão ADF e Phillips – Perron indicaram a presença de uma raiz unitária na maioria das séries. Para o seu emprego em nível, portanto, foi necessário investigar a existência de vetores co-integrantes²². O resultado do teste de co-integração para a equação (5) encontra-se no Anexo 2, Tabela 4.

Para investigar o impacto da taxa de juros sobre a produção e o markup das empresas para o caso geral estimou-se o modelo VAR expresso na equação (5). Para todos os demais setores e subsectores da indústria brasileira empregou-se a equação (6). Neste caso, diferentemente do estudo de Barth & Ramey (2000), empregou-se como *proxy* para o salário de cada setor em particular o mesmo salário da indústria geral (*W*). Em vista dessa restrição, exige-se mais cautela na interpretação das funções impulso-resposta com relação ao comportamento do markup a partir da estimativa da equação (6). As funções impulso-resposta e o sumário dos resultados estão na Tabela 1. Admitiu-se, para todos os VARs estimados, 4 defasagens, como suficientes para tornar os resíduos com as propriedades tradicionais.

3 Resultados e discussão

A Tabela 1 apresenta um sumário das funções impulso-resposta plotadas no Anexo 1 com as respectivas elasticidades (resposta do nível de produção a um choque na taxa de juros) e o sinal da correlação entre a razão preço-salário e a produção. O primeiro grupo de setores selecionados tem comportamento heterogêneo, desde a indústria geral (*INDIGERSA*) até setores tradicionais como o de Bens de Consumo Duráveis, Não Duráveis, Bens Intermediários, Bens de Capital e de Veículos

¹⁹ Este é um conceito amplo, introduzido com o Plano Real, com o pressuposto de que agregados mais amplos são mais correlacionados com os preços por captarem melhor a substituição entre a moeda, em seu conceito mais restrito, e os demais ativos financeiros. Inclui, além da base restrita, os principais passivos do Banco Central e do Tesouro Nacional (depósitos compulsórios e títulos federais). Base monetária = Papel Moeda em Poder do Público + Reservas dos Bancos Comerciais + Títulos federais.

²⁰ Todas as estimativas foram feitas com o software econométrico *E-views 4.1*.

²¹ Para detalhes do ajustamento sazonal veja-se *Manual do E-views 4.1*, p. 184-5.

Automotores. Abaixo, há um grupo de setores que tem em comum uma elasticidade maior que a unidade. Na medida em que ocorra um choque na taxa de juros, tem-se como reposta uma variação negativa mais que proporcional no nível de produção desses setores específicos. O grupo de setores seguinte tem elasticidade unitária, e, o último, a elasticidade menor que a unidade, indicando que a taxa de juros estabelecida pela autoridade monetária impacta em menor grau a produção desses setores em particular. Em todos os casos o impacto sobre os preços é positivo, tal como ocorre nos demais estudos recentes.

No caso da indústria geral, a indicação é de que, frente a um choque na taxa de juros, a razão preço-salário eleva-se fortemente e a produção cai, sendo que a variação negativa da oferta (custos) supera a da demanda agregada²³. O menor nível da produção global (INDGERSA) é alcançado em cerca de 3 meses. Sua recuperação plena dá-se em aproximadamente 18 meses. Esse comportamento oferece indicações da existência de um canal de custo da política monetária não desprezível na economia brasileira com persistência duradoura sobre o setor real, predominantemente sobre os componentes da oferta agregada.

A produção do setor de Bens de Consumo Duráveis (BCDSA), após o choque de juros, sofre uma queda considerável de sua produção. Seu nível mais baixo é alcançado em aproximadamente 2,5 meses e sua recuperação (a mais lenta) ocorre em aproximadamente 22 meses, e sua elasticidade é maior do que a unidade. Já no setor de Bens de Consumo Não Duráveis (BCNDSA), onde a elasticidade é menor que a unidade, o menor nível é alcançado em 4 meses e a recuperação ocorre em 10 meses. O setor de duráveis, portanto, é mais sensível que o setor de não duráveis no Brasil, e o tempo requerido para sua recuperação é mais que o dobro do setor de não duráveis.

A produção da indústria de Bens Intermediários (BINTSA) também tem elasticidade menor que a unidade, e alcança seu menor nível 3 meses após o choque na taxa de juros. Entretanto, sua recuperação é relativamente mais lenta, ocorrendo em aproximadamente 14 meses. Um caso marcante é o do setor de Bens de Capital (BKSA) que tem elasticidade superior à unidade, cujo menor nível também é alcançado em 4 meses, mas sua recuperação é muito lenta, ocorrendo cerca de 21 meses após o choque de política monetária. Assim, tanto no caso geral (INDIGERSA), quanto nesses setores em particular, fica explícito um canal de custo da política monetária no Brasil de magnitude considerável, impondo claros limites ao emprego deliberado da taxa de juros como o único instrumento de política no controle da inflação.

²² Há pelo menos três vetores de co-integração pelo critério *Trace* e *Max-Eig* a 5% de significância, com intercepto e tendência *considerando-se todos* os modelos VAR estimados.

²³ Caso este efeito predominasse, o impacto dos juros levaria a uma queda na produção e a uma queda simultânea razão preço-salário das firmas industriais em vista da redução na demanda agregada.

Esta conclusão decorre da correlação inversa dessas variáveis mostradas nas funções impulso-resposta plotadas no Anexo 1. Este resultado apóia a hipótese de um canal de custo da política monetária no Brasil, de magnitude não desprezível, para o período considerado. Portanto, pode-se afirmar, com base nesses resultados, que aumentos na taxa de juros podem levar a taxas de inflação maiores no futuro, mediante quedas simultâneas na produção global e em diversos setores da indústria e elevação simultânea na razão preço-salário, como prevê o modelo teórico adotado.

No caso do setor de alimentos, cuja elasticidade é menor que a unidade, seu menor nível é alcançado em cerca de 1 mês, e sua recuperação é relativamente rápida também, cerca de 6 meses. No caso dos setores com baixa elasticidade e rápida recuperação, tal como o de alimentos, pode-se dizer que a política de juros exerce pouca influência em vista de sua grande concentração. Neste caso, espera-se que seus financiamentos tenham origem predominantemente em seus próprios lucros retidos ou empréstimos do exterior, o que lhes isenta, em parte, da política de juros da autoridade monetária.

De acordo com a Tabela 1, o setor produtor de veículos automotores é um dos setores mais sensíveis à política de juros. Sua elasticidade é maior do que a unidade, seu menor nível é alcançado rapidamente (3 meses) e sua recuperação é bastante lenta, em torno de 18 meses. Com respeito à dinâmica dos ajustes relativos à produção global, observa-se que a razão preço-salário alcança seu maior nível 8 meses após o choque de juros, sendo que este impacto tende a extinguir-se em aproximadamente 30 meses. Simetricamente, a produção da indústria global tende a alcançar seu menor nível 3 meses após o choque, retornando às condições normais em 18 meses²⁴.

Teoricamente, este resultado pode estar relacionado com a saúde financeira das empresas. Bernanke & Gertler (1995), por exemplo, detectaram que o aumento da taxa de juros eleva outras taxas de curto prazo, aumentando imediatamente as despesas com juros das firmas industriais e tendendo a reduzir seus lucros²⁵. É razoável supor, portanto, que elas reajam, a um aumento de juros procurando elevar seus preços.

Uma outra possível explicação para esse resultado poderia ser de que o corte na demanda final provocado pelo aumento da taxa de juros levaria à demissão de trabalhadores e redução nos salários nominais.

²⁴ Esse resultado é consistente com outros trabalhos para outros países. Veja-se, por exemplo, Sims (1992); Bernanke & Gertler (1995). Nota-se, porém, que possivelmente pelo emprego de somente uma parcela da produção global (indústria) da economia, a recuperação é comparativamente mais rápida. Veja-se também Hannsgen (2004b, p. 3).

²⁵ “The rise in the funds rate, which affects others short-term rates, directly increases interest expenses (...); at the same time, the impact of tightening monetary policy on final demand, and thus on firm revenues, reduces profits (...)” (BERNANKE & GERTLER, 1995, p. 37).

Tabela 1 – Resumo das funções impulso-resposta

Setores	ε	Natureza do choque	Tempo até o vale	Vale-estabilização
Indústria Geral	$\varepsilon = 1$	Oferta	3 meses	18 meses
Bens de Consumo Duráveis	$\varepsilon > 1$	Oferta	2,5 meses	22 meses
Bens de Consumo Não Duráveis	$\varepsilon < 1$	Oferta	4 meses	10 meses
Bens Intermediários	$\varepsilon < 1$	Oferta	3 meses	14 meses
Bens de Capital	$\varepsilon > 1$	Oferta	4 meses	21 meses
Alimentos	$\varepsilon < 1$	Oferta	1 mês	6 meses
Veículos Automotores	$\varepsilon > 1$	Oferta	3 meses	18 meses
Arroz beneficiado Bens de consumo Borracha e plástico Artigos de plástico Bebidas Calçados e artigos de couro Equipamentos eletrônicos Laminados de aço Fumo Máquinas e equipamentos Material eletrônico e equipamento de comunicações Material elétrico Mobiliário Outros produtos metalúrgicos Outros produtos vegetais beneficiados Produtos do café Produtos de couro e calçados Produtos derivados da borracha Tratores e máquinas terraplanagem Têxtil Tintas Óleos combustíveis Outros equipamentos de transporte Petróleo e gás Refino de petróleo e álcool	$\varepsilon > 1$	Oferta	----	----
Artigos de vestuário Indústria de transformação Metalurgia básica Minerais não-metálicos	$\varepsilon = 1$	Oferta	----	----
Insumos construção civil Outros produtos alimentares Vestuário e acessórios Resinas Carne de aves abatidas Carne bovina Celulose, papel e produtos de papel Elementos químicos não-petroquímicos Farmacêutica Farinha de trigo Leite beneficiado Minério de ferro Óleos vegetais refinados Papel, celulose e papelão Produtos petroquímicos básicos Produtos farmacêuticos e perfumaria Produtos siderúrgicos básicos Extrativa mineral	$\varepsilon < 1$	Oferta	----	----

Nota: ε é a elasticidade da produção mediante um choque unitário na taxa de juros.

Fonte: elaboração dos autores.

Porém, como observado por outros autores (CHRISTIANO et. al., 1997)²⁶, essa hipótese é pouco plausível sob um ponto de vista empírico. Em uma economia em que os salários monetários fazem parte dos custos de produção, tanto quanto os empréstimos no mercado de crédito, os contratos monetários cumprem o papel de oferecer certa previsibilidade aos empresários. É mais plausível esperar, portanto, que a reação ocorra pelo aumento do numerador (preço) e não pela queda do denominador (salários monetários) (BARTH & RAMEY, 2000; DAVIDSON, 1978; CHRISTIANO, EICHENBAUM & EVANS, 1997).

Considerando-se os 52 setores analisados e a indústria geral, 100% dos casos apresentam comportamento semelhante àquele descrito acima, com nuances específicas de cada setor em particular (magnitude, tempo de recuperação, elasticidade, etc). A correlação inversa entre a produção e a razão preço-salário é notável em todos os casos acima, indicando a predominância real de um canal de custo sobre o suposto impacto através da demanda agregada.

Nos setores em que a elasticidade é menor que a unidade, embora predomine a correlação inversa entre a razão preço-salário e a produção, pode-se dizer que, por serem setores oligopolizados, contam com certas facilidades de empréstimos no exterior. Alternativamente, eles podem vir a ter acesso mais facilitado a financiamentos no mercado de capitais, ou ainda, em vista da demanda cativa, podem financiar a produção com base em uma razão preço-salário mais elevada e nos lucros retidos internamente. Este é o caso dos setores farmacêutico (FARMSA) e indústria de alimentos (ALIMSA).

Uma forma complementar de analisar o canal do custo é através da decomposição da variância das variáveis de interesse, exposta nas Tabelas 2 e 3. No caso da razão preço-salário, pode-se constatar, com base na Tabela 2 abaixo, que, considerando-se 12 meses, as variações no markup dependem, primordialmente, da taxa de juros estabelecida pela autoridade monetária (cerca de 30% após 12 meses) e seu impacto cresce rapidamente com o tempo. Este é um resultado esperado e consistente com a hipótese de que as firmas tomam empréstimos para financiar o processo produtivo, e que após um choque de política monetária os aumentos na taxa de juros têm que ser compensados por aumentos na razão preço-salário, conforme se observa nas funções impulso-resposta do Anexo 1. Esses elementos, conjuntamente considerados, fornecem indícios claros de uma importante ligação entre a política de juros do Banco Central, o custo dos empréstimos e a formação dos preços finais das firmas industriais.

Secundariamente, as variações no markup dependem do índice de preços ao consumidor (IPCA) e da produção industrial (INDGERSA), mas, é importante observar que desde os primeiros

²⁶ Citados por Barth & Ramey (2000, p. 23).

meses após o choque, as variações na razão preço-salário são influenciadas primordialmente pela taxa de juros estabelecida pela autoridade monetária. Pode-se afirmar que, como o impacto da taxa de juros deve reduzir a produção, a razão preço-salário, para a manutenção de certo montante de lucros, deve aumentar consistentemente. Esses aspectos podem ser observados na Tabela 2 em conjunto com as funções impulso-resposta do Anexo 1.

Tabela 2: Decomposição da variância para a razão preço-salário das firmas (PW)

Período	S.E.	LOG(IPCA)- LOG(W)	LOG(INDGERSA)	LOG(IPA)	LOG(IPCA)	LOG(M0)	JUROS
1	0,013204	100,0000 (0,00000)	0,000000 (0,00000)	0,000000 (0,00000)	0,000000 (0,00000)	0,000000 (0,00000)	0,000000 (0,00000)
2	0,018681	93,21519 (3,95440)	0,001003 (0,77833)	0,078468 (0,90728)	0,176212 (0,95490)	3,114470 (2,59202)	3,414656 (2,58298)
3	0,021879	77,17474 (7,54204)	2,003595 (2,69479)	3,800527 (3,74615)	2,486219 (2,62521)	7,099811 (4,94008)	7,435103 (4,64899)
4	0,025472	58,87237 (8,70778)	6,762936 (5,30667)	6,830127 (5,45565)	10,91101 (5,97618)	6,871117 (5,15001)	9,752435 (5,51011)
5	0,027734	52,92688 (9,01510)	8,582425 (6,52696)	7,591199 (6,18798)	13,76338 (7,35461)	6,148634 (5,03297)	10,98748 (6,02657)
6	0,029366	53,56189 (9,24617)	8,433201 (6,77440)	7,045141 (6,13317)	12,74150 (7,20017)	5,776703 (5,08311)	12,44156 (6,69807)
7	0,030857	53,68278 (9,44609)	7,813373 (6,63059)	6,385023 (5,81624)	11,58815 (6,82770)	5,618221 (5,28621)	14,91245 (7,61099)
8	0,032100	51,13491 (9,57903)	7,367536 (6,60268)	5,903969 (5,62298)	11,12125 (6,80976)	5,635421 (5,60762)	18,83691 (8,79064)
9	0,033234	47,92206 (9,58758)	7,107700 (6,68541)	5,510667 (5,56930)	11,27994 (7,04222)	5,633883 (5,86017)	22,54575 (9,81971)
10	0,034123	45,58647 (9,58050)	6,861050 (6,72662)	5,277004 (5,57300)	11,07038 (7,13069)	5,621153 (6,05856)	25,58394 (10,6512)
11	0,034894	43,81185 (9,58216)	6,568321 (6,65133)	5,239523 (5,65583)	10,58999 (6,91923)	5,710476 (6,27761)	28,07984 (11,2802)
12	0,035736	41,90167 (9,55483)	6,264550 (6,52157)	5,239184 (5,79864)	10,27693 (6,64501)	6,057272 (6,56466)	30,26040 (11,7616)
Cholesky Ordering: LOG(IPCA)-LOG(W); LOG(INDGERSA); LOG(IPA); LOG(IPCA); LOG(M0); JUROS							
Standard Errors: Monte Carlo (5000 repetitions) – Estatística <i>T</i> entre parênteses.							

Fonte: elaboração dos autores.

Na Tabela 3, tem-se a decomposição da variância para a produção da Indústria Geral (INDGERSA). Pode-se notar que as variações na produção industrial dependem, tal no caso do markup das firmas industriais acima, primordialmente, da taxa de juros estabelecida pelo Banco Central e secundariamente da razão preço-salário. Note que, neste caso, como no caso anterior (Tabela 2), desde os primeiros meses a taxa de juros é a variável mais importante para explicar as variações na produção global da indústria brasileira.

Com base nesses resultados, portanto, pode-se concluir que a taxa de juros é a variável com maior influência, tanto sobre as variações na razão preço-salário das firmas industriais (Tabela 2), quanto sobre as variações no nível de produção da indústria no Brasil (Tabela 3).

Tabela 3: Decomposição da variância para a produção da indústria (INDGERSA)

Período	S.E.	LOG(IPCA)- LOG(W)	LOG(INDGERSA)	LOG(IPA)	LOG(IPCA)	LOG(M0)	JUROS
1	0,013204	5,134647 (3,97622)	94,86535 (3,97622)	0,000000 (0,00000)	0,000000 (0,00000)	0,000000 (0,00000)	0,000000 (0,00000)
2	0,018681	9,152626 (5,37594)	79,32275 (6,86765)	1,998297 (2,58779)	0,065114 (1,19666)	0,297487 (1,38599)	9,163728 (4,76585)
3	0,021879	8,715665 (5,23865)	72,93373 (7,82258)	2,705224 (3,38116)	0,193226 (1,76543)	0,340525 (1,86474)	15,11163 (6,29833)
4	0,025472	10,17769 (5,86082)	68,72201 (8,53629)	2,575639 (3,53371)	1,722661 (2,96961)	0,280731 (2,09001)	16,52128 (6,79713)
5	0,027734	9,752013 (5,71321)	63,16396 (8,92123)	2,839338 (4,15600)	2,291063 (3,74550)	0,325200 (2,57191)	21,62843 (7,88844)
6	0,029366	9,369851 (5,48912)	60,77935 (9,15505)	2,729088 (4,31870)	2,356021 (3,99475)	0,316554 (2,85452)	24,44913 (8,56737)
7	0,030857	9,207034 (5,39079)	59,19622 (9,30467)	2,751317 (4,39273)	2,418150 (4,16633)	0,308823 (3,09463)	26,11845 (8,98782)
8	0,032100	8,936638 (5,25873)	58,11568 (9,35909)	2,787320 (4,51227)	2,386883 (4,05876)	0,302452 (3,23804)	27,47102 (9,25294)
9	0,033234	8,789711 (5,18372)	57,17614 (9,44664)	3,064555 (4,72279)	2,549035 (4,00737)	0,344824 (3,34421)	28,07573 (9,38571)
10	0,034123	8,654864 (5,13641)	56,46282 (9,55468)	3,327446 (4,95115)	2,671117 (4,03019)	0,427250 (3,45299)	28,45650 (9,45702)
11	0,034894	8,601031 (5,11993)	55,87443 (9,63675)	3,459954 (5,13288)	2,871626 (4,11833)	0,523846 (3,56749)	28,66911 (9,48400)
12	0,035736	8,577500 (5,12194)	55,38239 (9,70983)	3,556521 (5,28932)	3,061020 (4,23856)	0,703024 (3,71487)	28,71955 (9,49002)
Cholesky Ordering: LOG(IPCA)-LOG(W); LOG(INDGERSA); LOG(IPA); LOG(IPCA); LOG(M0); JUROS							
Standard Errors: Monte Carlo (5000 repetitions) – Estatística <i>T</i> entre parênteses.							

Fonte: elaboração dos autores.

4 Comentários finais

O objetivo principal do estudo foi investigar a existência e a importância do canal de custo na transmissão dos efeitos da taxa de juros sobre os preços finais. Para isso foi analisada a maneira pela qual a taxa de juros influencia a oferta e a demanda agregada. Através da metodologia empregada, inspirada em trabalhos similares para outros países, analisando-se as funções impulso-resposta e a decomposição da variância, encontrou-se evidência de um canal de custo da taxa de juros no Brasil de magnitude não desprezível.

Com base nos resultados do trabalho, pode-se afirmar que aumentos na taxa de juros têm efeitos positivos sobre as taxas de inflação no futuro. Estes efeitos podem ocorrer mediante a redução na produção global da indústria, e em diversos setores específicos da mesma, e aumento concomitante da razão preço-salário.

Estes resultados permitem que se questione a eficiência da atual política de estabilização, já que a taxa de juros é um instrumento que traz embutido um efeito contrário, de aumento dos custos e da inflação. Seu uso para o controle da inflação de certa forma explica porque a taxa de juros no Brasil permanece tão elevada.

Com o intuito de reduzir os custos do atual processo de estabilização, os formuladores de política econômica deveriam buscar outros mecanismos alternativos. Dentre eles, pode-se destacar:

medidas que proporcionem aumentos na produtividade, a redução da carga tributária incidente sobre os custos de produção e a revisão dos critérios de reajuste dos preços monitorados.

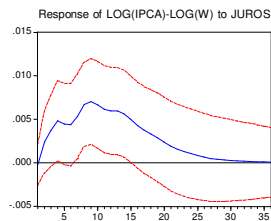
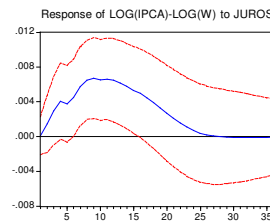
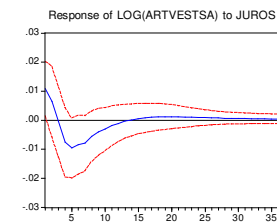
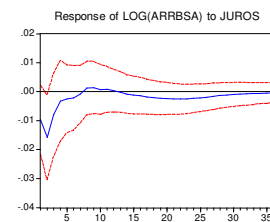
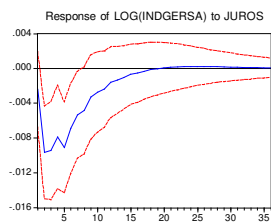
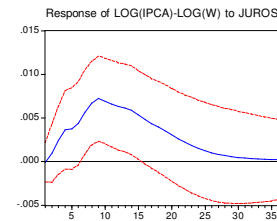
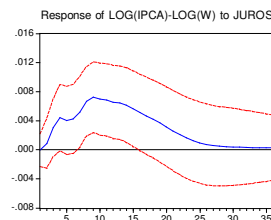
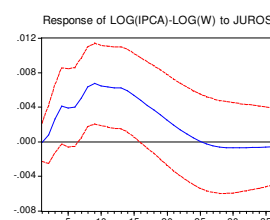
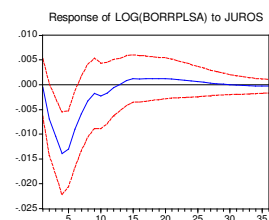
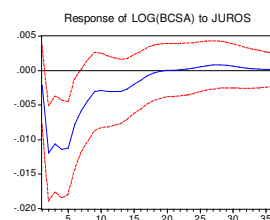
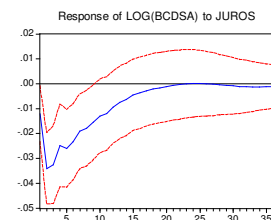
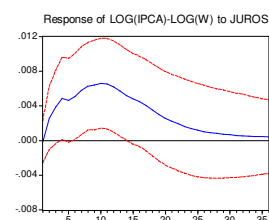
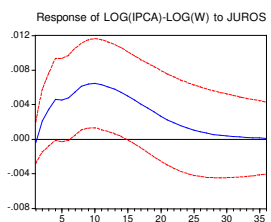
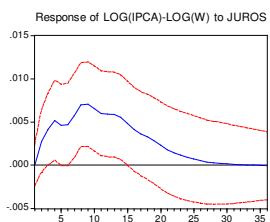
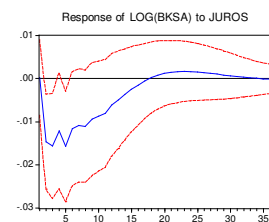
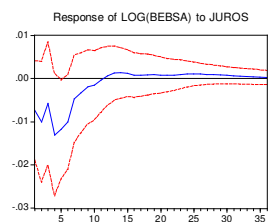
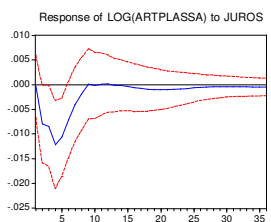
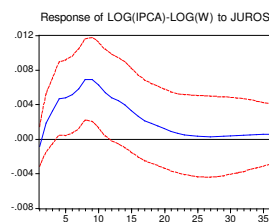
Referências Bibliográficas

- ARESTIS, P.; EICHNER, A. S. "The Post-Keynesian and Institutionalist Theory of Money and Credit", *Journal of Economic Issues*, Dec. 1988, vol. XXII, nº 4, p. 1003-1021.
- ARGITIS, George; PITELIS, Christos. "Monetary policy and the distribution of income: evidence for the United States and United Kingdom", *Journal of Post Keynesian Economics*, Summer 2001, vol. 23, nº 4, p. 617-638.
- ATESOGLU, H. Sonmez. "Monetary transmission-federal funds rate and prime rate", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 26, nº 2, Winter 2003, p. 357-362.
- BARTH III, Marvin J.; RAMEY, Valerie A.; "The cost channel of monetary transmission", *Working Paper 7675*, National Bureau of Economic Research, April 2000, 48 p. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w7675> ; acesso em 01.01.2005.
- BERNANKE, Ben S.; MIHOV, Ilian. "Measuring Monetary Policy", *The Quarterly Journal of Economics*, August 1998, p. 869-902.
- BERNANKE Ben S.; GERTLER, Mark. "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, nº 4, Autumn. 1995, p. 27-48.
- BOGDANSKI, Joel; TOMBINI, Alexandre A.; WERLANG, Sérgio R. C. "Implementing Inflation Targeting in Brazil", *Working Paper Series*, nº 1, July 2000. Disponível em <http://www.bcb.gov.br> ; acesso em 09.08.2004.
- DAVIDSON, P. *Money and The Real World*. London: Macmillan, 1978.
- DELFIM NETTO, Antonio. "Ressuscitado o efeito Patman?", *Valor Econômico*, 29.03.2005.
- DELEPLACE, G.; NELL, E. J. "Introduction: Monetary Circulation and Effective Demand", In: DELEPLACE, G.; NELL, E. J. (eds.), *Money in Motion: The Post Keynesian and Circulation Approaches*, 1996, p. 3-41.
- FASOLO, Angelo M.; PORTUGAL, Marcelo S. "Imperfect rationality and inflationary inertia: a new estimation of the Phillips Curve for Brazil", *Texto para Discussão*, UFRGS-PPGE, 2003. Disponível em <http://www.ufgrs.br/ppge> ; acesso em 10.10.2004.
- GAJOTTI, Eugenio; SECCHI, Alessandro. "Is there a cost channel of monetary policy transmission? An investigation into the pricing behavior of 2,000 firms", *Banca D'Italia*, Temi di Discussione nº 525, December 2004, 43 p. Disponível em: <http://econwpa.wustl.edu/eps/mac/papers/0412/0412010.pdf> ; acesso em 30.03.2005.
- HAMILTON, James D. *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- HANNSGEN, Greg. "Gibson's Paradox, Monetary Policy, and the Emergence of Cycles", *Working paper nº 410*, Annandale-on-Hudson, NY: The Levy Economics Institute of Bard College, 2004a, 20 p. Disponível em: <http://www.levy.org> ; acesso em 06.12.2004.
- HANNSGEN, Greg. "The Transmission Mechanism of Monetary Policy: A Critical Review", *Working paper nº 412*, Annandale-on-Hudson, NY: The Levy Economics Institute of Bard College, 2004b, 26 p. Disponível em: <http://www.levy.org> ; acesso em 06.12.2004.
- HANSON, Michael S. "The 'price puzzle' reconsidered", *Journal of Monetary Economics*, vol. 51, 2004, p. 1385-1413.
- HEIN, Eckhard. "Interest rate, debt, distribution and capital accumulation in a post-kaleckian model", *WSI Discussion Paper nº 133*, Düsseldorf, December 2004. Disponível em www.wsi.de acesso em 15.10.2005.
- HEIN, Eckhard; OCHSEN, Carsten. "Regimes of interest rates, income shares, savings and investment: a kaleckian model and empirical estimations for some advanced economies", *Metroeconomica*, 54:4, 2003, p. 404-433.
- KALDOR, Nicholas. *The Scourge of Monetarism*. Oxford: Oxford University Press, 1982.

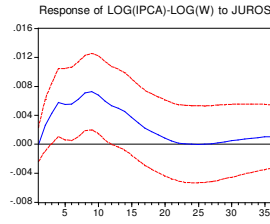
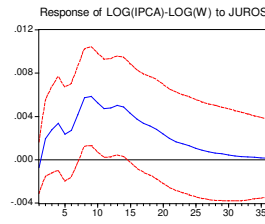
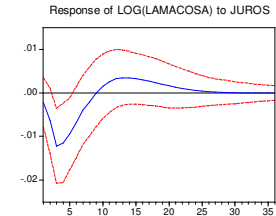
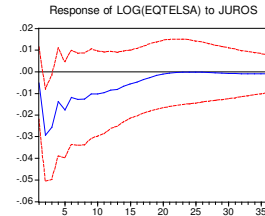
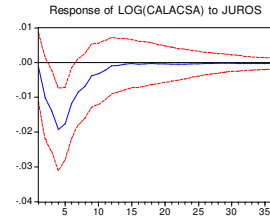
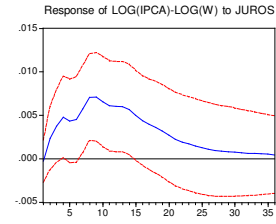
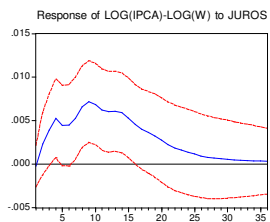
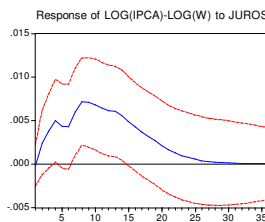
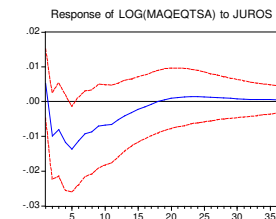
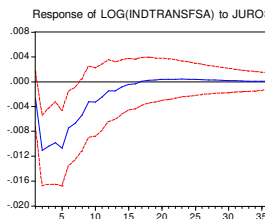
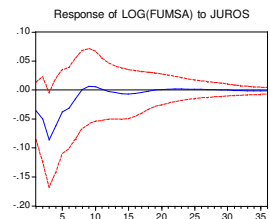
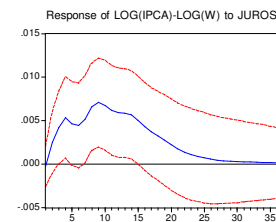
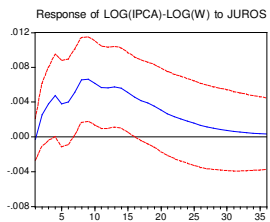
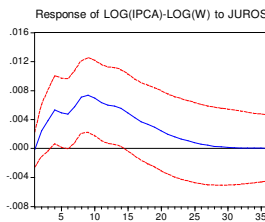
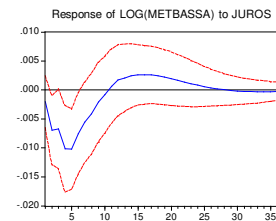
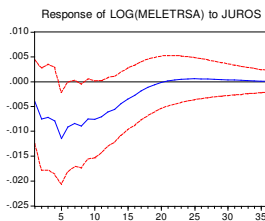
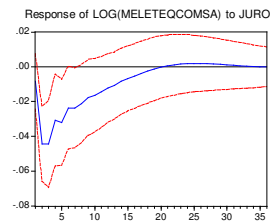
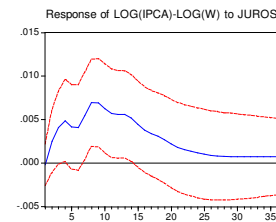
- KALDOR, Nicholas. "Monetarism and UK monetary policy", *Cambridge Journal of Economics*, 1980, 4, p. 293-318.
- KAM, E.; SMITHIN, J. "Notes on money, credit and banking in the process of economic development", *York University*, Draft of June 2005, 16 p. Disponível em: <http://dept.econ.yorku.ca/~jsmithin/research.htm> ; acesso em 10.08.2005.
- KIM, Doh-Khul; LASTRAPES, William D. "Re-examining the Cost Channel of Monetary Transmission", *University of Georgia*, March 2002, 9 p. Disponível em: <http://www.terry.uga.edu/~last/personal/research.html> ; acesso em 30.03.2005.
- LAVOIE, Marc. "The Endogenous Flow of Credit and the Post Keynesian Theory of Money", *Journal of Economic Issues*, vol. XVIII, n° 3, September 1984, p. 771-797.
- LAVOIE, Marc. *Foundations of Post-Keynesian Economic Analysis*. Cheltenham, UK: Edward Elgar, 1992.
- LAVOIE, Marc. "Interest rates in post-keynesian models of growth and distribution", *Metroeconomica*, 46:2, 1995, p. 146-177.
- LAVOIE, Marc. "Horizontalism, Structuralism, Liquidity Preference and the Principle of Increasing Risk", *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 43, n° 3, August 1996, p. 275-300.
- LEAMER, Edward. "Vector Autoregressions for causal inference?", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 22: 255-304, 1985.
- MEHRLING, Perry. "The Relevance to Modern Economics of the Banking School view", In: DELEPLACE, G.; NELL, E. J. (eds.), *Money in Motion: The Post Keynesian and Circulation Approaches*, 1996, p. 330-340.
- MOORE, Basil J. "The endogenous money supply", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 10, n° 3, Spring 1988, p. 372-385.
- MOORE, Basil J. "Money supply endogeneity: 'reserve price setting' or 'reserve quantity setting'?", *Journal of Post Keynesian Economics*, Spring 1991, vol. 3, n° 3, p. 404-413.
- PASINETTI, Luigi L. *Structural Change and Economic Growth*. Cambridge: Cambridge University Press, 1988.
- PATTERSON, Kerry. *An Introduction to Applied Econometrics: A Times Series Approach*, New York: St. Martin's Press, 2000.
- SCHWARTZ, Anna J. "Banking School, Currency School, Free Banking School", In: EATWELL, John; MILGATE, Murray; NEWMANN, Peter. *The New Palgrave: Money*, London: Macmillan, 1990, p. 41-49.
- SEELIG, Steven A. "Rising Interest Rates and Cost Push Inflation", *The Journal of Finance*, vol. 29, n° 4, September 1974, p. 1049-1061.
- SELLON Jr., Gordon. "The Changing U.S. Financial System: Some Implications for the Monetary Transmission Mechanism", *Economic Review – Federal Reserve Bank of Kansas City*; First Quarter 2002, 87 (1), p. 5-35.
- SIMS, Christopher A. "Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy", *European Economic Review*, vol. 36, 1992, p. 975-1011.
- SMITHIN, John N. *Controversies in Monetary Economics*. Cheltenham, UK: Edward Elgar, 2003.
- TAYLOR, Lance. *Income Distribution, Inflation, and Growth*. Cambridge: MIT Press, 1994.
- TAYLOR, Lance. *Reconstructing Macroeconomics*. Cambridge: Harvard University Press, 2004.
- The Economist*, 09.04.2005.

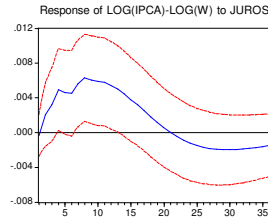
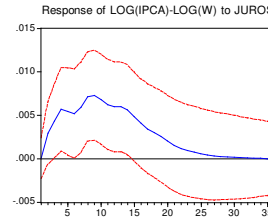
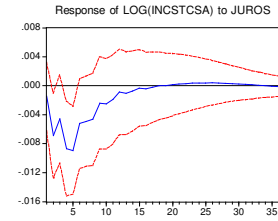
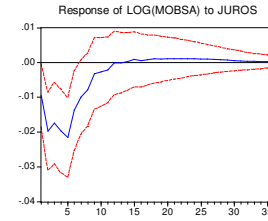
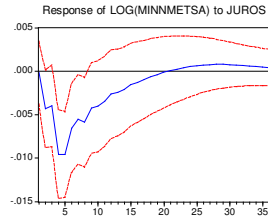
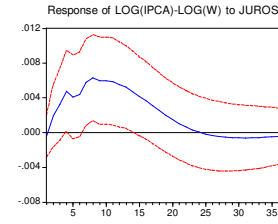
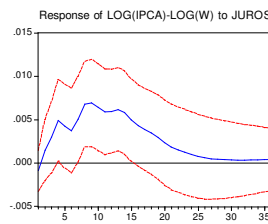
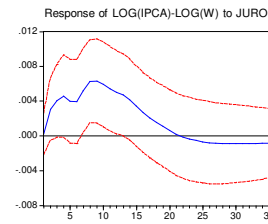
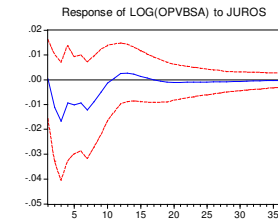
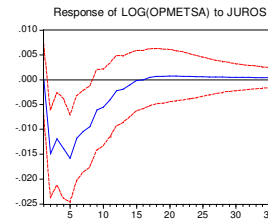
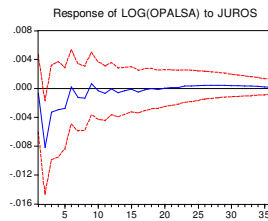
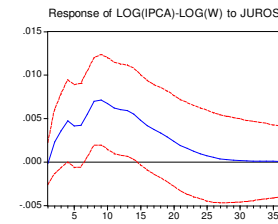
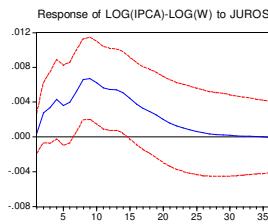
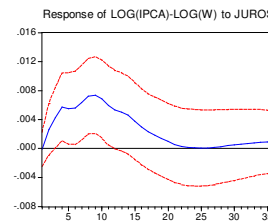
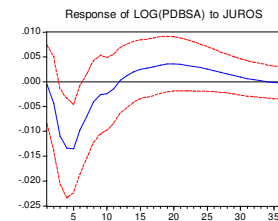
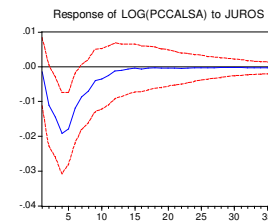
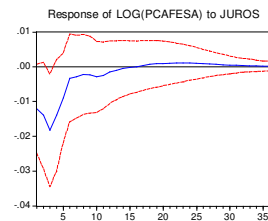
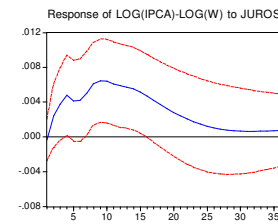
ANEXO 1

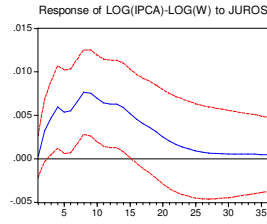
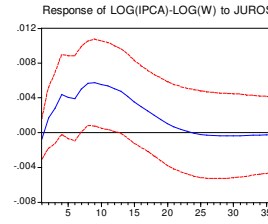
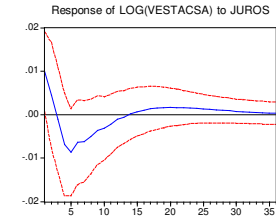
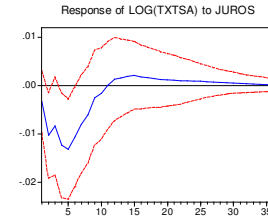
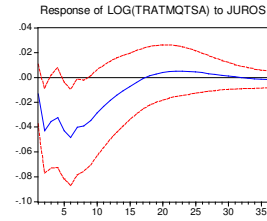
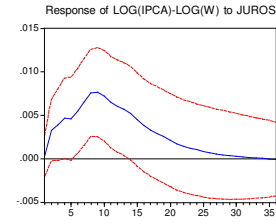
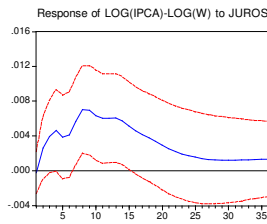
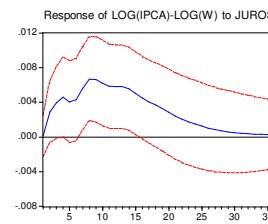
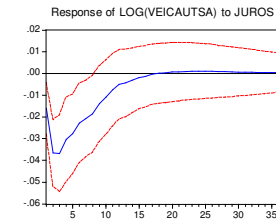
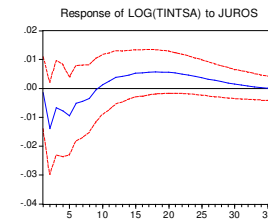
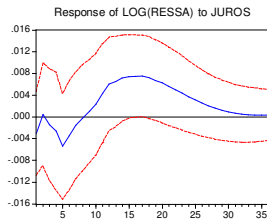
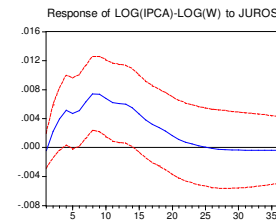
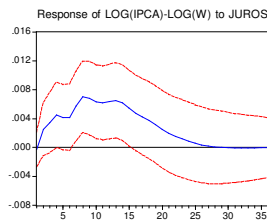
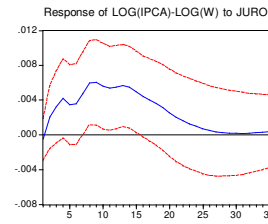
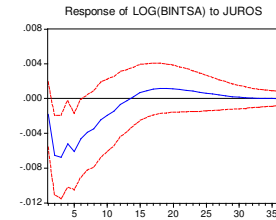
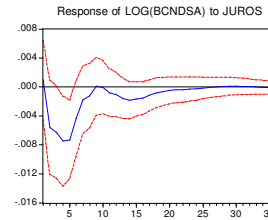
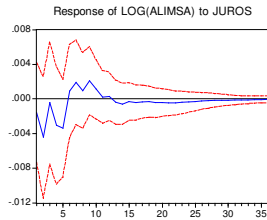
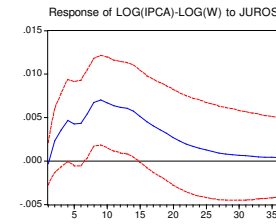
Funções impulso-resposta: choque sobre a taxa de juros e resposta da produção e do *markup* das firmas (Brasil: 1994:09 – 2005:02)²⁷.

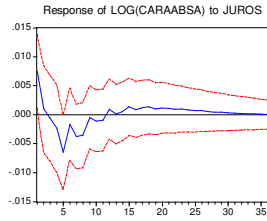
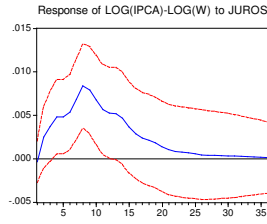
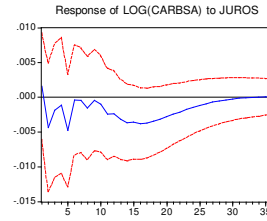
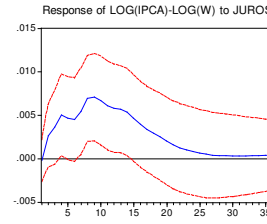
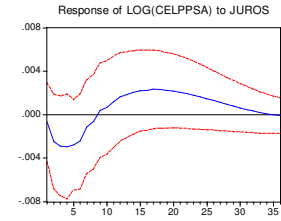
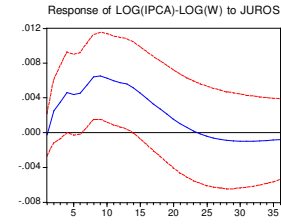
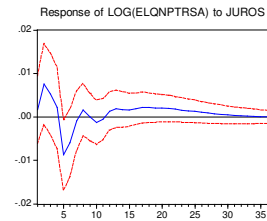
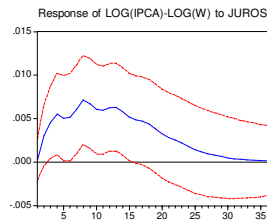
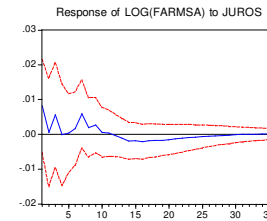
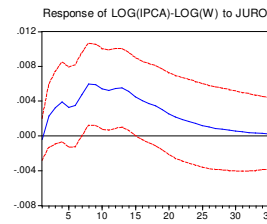
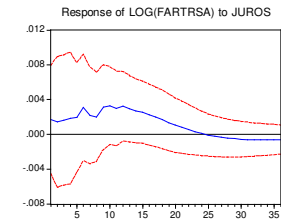
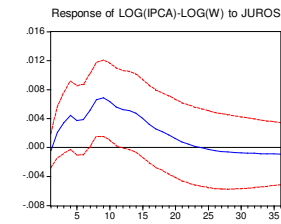
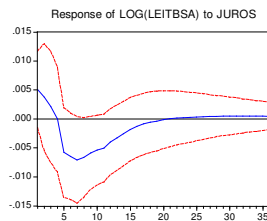
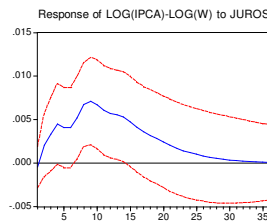
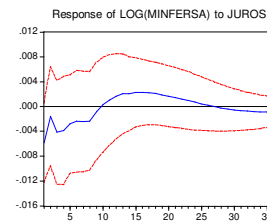
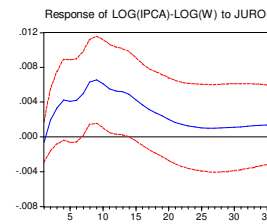
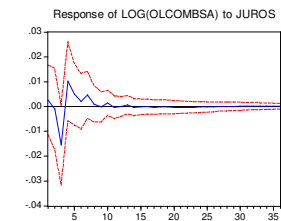
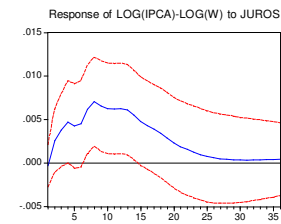
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

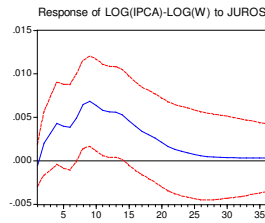
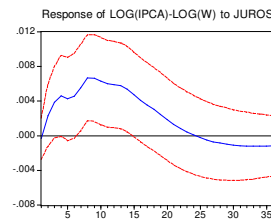
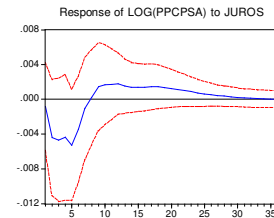
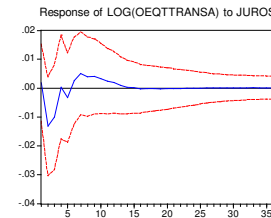
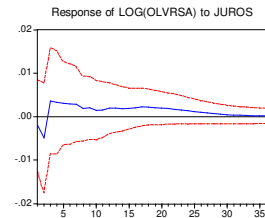
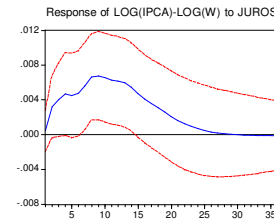
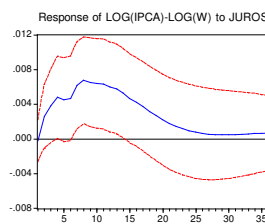
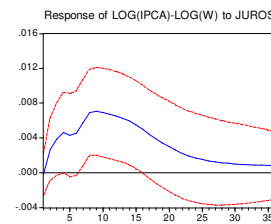
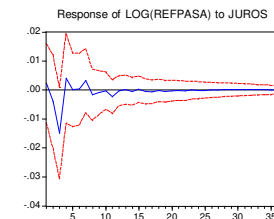
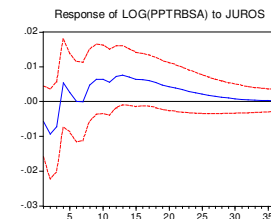
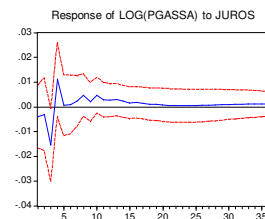
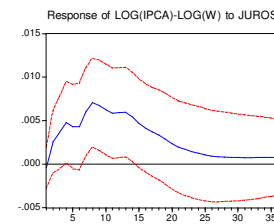
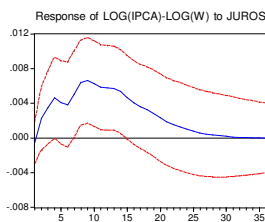
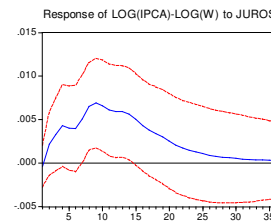
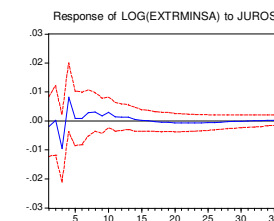
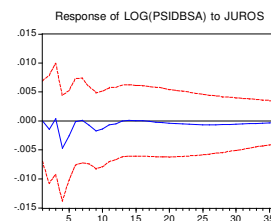
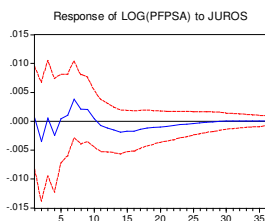
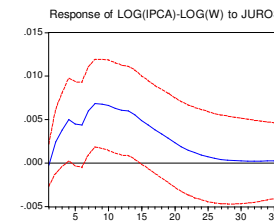
²⁷ É importante observar que se empregando a opção “Impulsos Generalizados” no software *E-views 4.1*, como feito neste trabalho, são geradas funções impulso-resposta em que a *ordem das variáveis*, tal como dispostas no VAR, *não* são levadas em consideração.

Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

ANEXO 2

Tabela 4: Teste de Co-integração de Johansen – Equação (5).

Nº de lags: 4 - Amostra (ajustada): 1995:02-2005:02.				
Teste		Trace Test		
Hip. Nula	Alternativa	Trace Statistic	Valor crítico (5%)	Valor crítico (1%)
$r = 0$	$r > 0$	169,03**	114,90	124,75
$r \leq 1$	$r > 1$	120,03**	87,31	96,58
$r \leq 2$	$r > 2$	77,05**	62,99	70,05
$r \leq 3$	$r > 3$	44,67*	42,44	48,45
$r \leq 4$	$r > 4$	18,94	25,32	30,45

Teste		Maximal Eigenvalue		
Hip. Nula	Hip. Alternativa	Max-Eign Statistic	Valor crítico (5%)	Valor crítico (1%)
$r = 0$	$r = 1$	49,00*	43,97	49,51
$r = 1$	$r = 2$	42,98*	37,52	42,36
$r = 2$	$r = 3$	32,37*	31,46	36,65
$r = 3$	$r = 4$	25,73*	25,54	30,34
$r = 4$	$r = 5$	12,73	18,96	23,65

Variáveis: LOG(IPCA)-LOG(W); LOG(INDGERSA); LOG(IPA); LOG(IPCA); LOG(M0); JUROS. Assumiu-se tendência linear; ** 1%; * 5%; r = nº de vetores co-integrantes. *Max-Eign* indica a existência de 4 vetores co-integrantes a 5% de significância e *Trace Test* indica a existência de 4 vetores co-integrantes a 5% e 3 vetores co-integrantes a 1% de significância.

ANEXO 3

Descrição dos setores e sub-setores utilizados no estudo.

ARRBSA = arroz beneficiado INDIGERSA = indústria geral ARTVESTSA = artigos do vestuário BCDSA = bens de consumo duráveis BCSA = bens de consumo BORRPLSA = borracha e plástico ARTPLASSA = artigos de plástico BEBSA = bebidas BKSA = bens de capital CALACSA = calçados e artigos de couro EQTELSA = equipamentos eletrônico LAMACOSA = laminados de aço FUMSA = fumo INDTRANSFSA = indústria de transformação MAQEQTSA = máquinas e equipamentos MELETEQCOMSA = mat. eletrônico, equip. comum. MELETRSA = material elétrico METBASSA = metalurgia básica MINNMETSA = minerais não metálicos MOBSA = mobiliário INCSTCSA = insumos - construção civil OPALSA = outros produtos alimentares OPMETSA = outros produtos metalúrgicos OPVBSA = outros produtos vegetais beneficiados PCAFESA = produtos do café PCCALSA = produtos de couro e calçados PDBSA = produtos derivados da borracha TRATMQTSA = tratores e máquinas de terraplanagem TXTSA = têxtil VESTACSA = vestuário e acessórios	RESSA = resinas TINTSA = tintas VEICAUTSA = veículos automotores Total = 32 setores (exceto INDGERSA) ALIMSA = alimentos BCNDSA = bens de consumo não duráveis BINTSA = bens intermediários CARAABSA = carne de aves abatidas CARBSA = carne bovina CELPPSA = celulose, papel e produtos de papel ELQNPTRSA = elem. químicos não-petroquímicos FARMSA = farmacêutica FARTRSA = farinha de trigo LEITBSA = leite beneficiado MINFERSA = minério de ferro OLCOMBSA = óleos combustíveis OLVRSA = óleos vegetais refinados OEQTTRANSA = outros equipamentos de transporte PPCPSA = papel, celulose, papelão PGASSA = petróleo e gás PPTRBSA = produtos petroquímicos básicos REFPASA = refino de petróleo e álcool PFPSA = produtos farmacêuticos e perfumaria PSIDBSA = produtos siderúrgicos básicos EXTRMINSA = extrativa mineral Total = 20 setores Total geral de setores (exclusive INDGERSA) = 32 + 20 = 52 setores
---	--