

Política monetária e dinâmica macroeconômica no Brasil: evidências empíricas a partir de *Vetores Autorregressivos*¹

Monetary policy and macroeconomic dynamics in Brazil:
Empirical evidence by Vector Autoregressive

Ricardo Ramalhete Moreira²

Universidade Federal do Espírito Santo, Brasil
ramalhete.s@gmail.com

Resumo. O presente trabalho tem como objetivo identificar empiricamente relações dinâmicas e interdependentes entre variáveis macroeconômicas relevantes e a política monetária no Brasil, através da técnica de *Vetores Autorregressivos*. As principais evidências alcançadas foram: (i) postura contracíclica da política monetária face à dinâmica produtiva; (ii) sensibilidade de curto prazo da taxa de câmbio real às flutuações de atividade; (iii) “curva J” para o período amostral; (iv) expectativas de inflação adaptativas; (v) efeitos de curto prazo da inflação doméstica sobre a taxa de câmbio real; (vi) taxa básica de juros como instrumento eficaz de controle da inflação ao consumidor.

Palavras-chave: política monetária, dinâmica macroeconômica, economia brasileira.

Abstract. The article aims at identifying dynamic and interdependent relationships between relevant macroeconomic variables and the monetary policy, in the recent Brazilian economy, through the *Vector Autoregressive* technique. The work found the following main evidences: (i) a counter-cyclical behavior of the monetary policy as a response to the dynamics of production; (ii) a short-term sensibility of the real exchange rate to fluctuations of activities; (iii) a “J-curve” in the sample period; (iv) adaptive inflationary expectations; (v) short-term effects of the domestic inflation on the real exchange rate; (vi) basic interest rate as an effective instrument to control the consumer inflation index.

Key words: monetary policy, macroeconomic dynamics, Brazilian economy.

Classificação JEL: E17, E31, E52.

1 Introdução

Uma vasta literatura recente, tanto internacional quanto nacional (Minella *et al.*, 2003; Mendonça, 2004, 2005; Oreiro *et al.*, 2006), realiza testes empíricos a fim de monitorar a dinâmica interdependente entre variáveis macroeconômicas relevantes – tais como produção, inflação, expectativas de in-

flação, taxa real de câmbio e taxas de juros – para a tomada de decisão dos Bancos Centrais e para a formação de expectativas dos agentes econômicos. Essa literatura parte da ideia de que as variáveis macroeconômicas possuem relações de causalidade dinâmicas, autorregressivas e estocásticas.

Basicamente, isso significa que as variáveis são distribuídas temporalmente; que elas pos-

¹ Agradeço ao parecerista anônimo da revista *Perspectiva Econômica* pelos comentários e sugestões. Quaisquer eventuais erros ou omissões são, no entanto, de inteira responsabilidade do autor.

² Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo. Av. Fernando Ferrari, 514, Goiabeiras, 29075-910, Vitória, ES, Brasil.

suem dependência de seus valores passados; e que há variações observadas que não podem ser explicadas integralmente pela teoria. Da mesma forma, reconhece-se a interdependência causal entre as variáveis relevantes do modelo teórico, o qual baliza a pesquisa empírica e, em alguma medida, a própria prática das autoridades monetárias no mundo moderno.

Um exemplo ilustrativo nessa linha são os modelos teóricos desenvolvidos por Ball (1999a, 1999b) e o de Galí e Gertler (2007). Esses modelos têm como proposta a avaliação de políticas monetárias ótimas, ou seja, a identificação de estratégias de resposta das taxas de juros que permitam minimizar a instabilidade macroeconômica face aos choques sofridos pelo sistema.

Em ambos os modelos, guardadas as suas especificidades, o princípio é o de que as variáveis macroeconômicas possuem um padrão de interdependência. Em particular no que respeita à dinâmica da taxa básica de juros, instrumento de política monetária, esses modelos a põem como função ou efeito da dinâmica observada e/ou projetada da atividade econômica e da inflação; por sua vez, reconhece-se que, com defasagens temporais significativas, a dinâmica dessas últimas variáveis é também determinada pelas flutuações da taxa de juros, o que cria um mecanismo de autoalimentação, porém com condições de estabilidade e eliminação gradual dos desvios entre os valores observados e os valores tendenciais ou desejados das variáveis relevantes. Uma regra de política ótima é aquela que consegue minimizar, para um dado conjunto de parâmetros, o tempo necessário para a eliminação conjunta dos desvios nas variáveis que fazem parte das preferências sociais.

No Brasil, o Banco Central (BCB) faz uso da taxa Selic como principal instrumento de política monetária para que a inflação anual fique no entorno da meta de inflação. No entanto, quais têm sido as variáveis que influenciam sistematicamente na tomada de decisão do BCB no que diz respeito ao valor fixado como meta para a taxa Selic? Em outras palavras, quais têm sido as variáveis explicativas na determinação da regra de política monetária no Brasil? Por outro lado, quais os efeitos dessas mudanças na taxa Selic sobre a dinâmica das demais variáveis macroeconômicas na economia brasileira recente, em termos de intensidade e duração temporal?

Ademais, modelos consistentes com a realidade devem considerar o papel fundamental

das expectativas dos agentes econômicos sobre o comportamento das variáveis relevantes e sobre a eficácia das políticas estudadas (Sims, 1980). Neste caso, modelos não viesados devem incorporar variáveis que tentem captar as antecipações dos agentes, as quais podem ser representadas por séries de expectativas de inflação, de produto, de câmbio, de juros, etc.

O presente trabalho estuda a dinâmica interdependente entre os dados mensais de produção industrial, da inflação ao consumidor (IPCA), das expectativas de inflação para 12 meses à frente, da meta de taxa anual de juros Selic e da taxa de câmbio real (deflacionada pelo Índice de Preços ao Atacadista – Disponibilidade Interna), todas as variáveis coletadas para o período de janeiro de 2005 a junho de 2010 na economia brasileira.

Como ferramental empírico, utiliza-se a abordagem dos *Vetores Autorregressivos* (VAR), proposto e aplicado na Ciência Econômica pelo prêmio Nobel de 2011, Christopher A. Sims (1980, 1986); esse instrumental tem sido utilizado numa série de trabalhos aplicados ao Brasil nos últimos anos, a exemplo de Oreiro *et al.* (2006), Mendonça (2004, 2005), dentre outros. O presente trabalho, por sua vez, é uma tentativa de contribuir com esta linha, fornecendo evidências acerca da dinâmica interdependente entre variáveis econômicas relevantes e a política monetária no Brasil recente, sob um modelo que dê atenção ao papel das expectativas.

As principais evidências macrodinâmicas encontradas na economia brasileira, para o período amostral do trabalho, podem ser resumidas em: (a) o Banco Central do Brasil possui postura contracíclica, visto que se observam respostas de elevação da meta de taxa básica de juros face a choques positivos de produção; (b) no curto prazo, choques positivos de produção implicam depreciações reais de taxa de câmbio, com eliminação suave e gradual dos desvios; (c) verifica-se o fenômeno da “Curva J” na economia brasileira recente: depreciações reais da taxa de câmbio criam, no curto prazo, uma contração da atividade econômica, a qual é eliminada no tempo; (d) observam-se expectativas de inflação de caráter adaptativo, com alta sensibilidade à dinâmica das taxas inflacionárias observadas; (e) a taxa real de câmbio, corroborando a literatura-padrão em economia internacional e macroeconomia, possui forte sensibilidade de curto prazo às flutuações na inflação doméstica, dada a inflação externa e a taxa nominal de câmbio; (f) a taxa de ju-

ros de curto prazo – Selic – apresenta-se como instrumento eficaz de política monetária, uma vez que se verificam seus efeitos duradouros e contracíclicos sobre a dinâmica da inflação ao consumidor.

2 Modelo teórico

Propõe-se um modelo teórico novo-keynesiano, cujo teor está em consonância com os modelos de Ball (1999a, 1999b) e Clarida *et al.* (1999), embora com algumas diferenças de especificação das equações. Trata-se de uma abordagem dinâmica e estocástica, em que as relações entre as variáveis possuem inércia, defasagens temporais e estão sujeitas a perturbações aleatórias. Ademais, esse tipo de modelagem apresenta a capacidade de especificar cada variável em função das demais, o que torna conveniente e direta sua estimação empírica através de *Vetores Autorregressivos* (VAR), os quais, por sua vez, podem verificar as relações de endogenização de todas as variáveis de um modelo. A dimensão da demanda é descrita por uma Curva IS dinâmica:

$$(1) y_t = c y_{t-1} - d_1 i_{t-1} + d_2 (e_{t-1} - e_{t-2}) + e_{1t}$$

Em que y_t é o *gap* do produto no período t , i_{t-1} é o desvio do nível da taxa nominal de juros de curto prazo em relação à taxa nominal de juros de equilíbrio, qual seja, a que é consistente com ausência de desequilíbrios de produção e inflação (Galí e Gertler, 2007); $(e_{t-1} - e_{t-2})$ representa o desvio da taxa real de câmbio em $t-1$ face ao valor em $t-2$; os parâmetros c , d_1 e d_2 são positivos e e_{1t} representa um choque de demanda, com média zero e variância constante (ruído branco). Por sua vez:

$$(2) p_t = a p_{t-1} + b_1 y_{t-1} + b_2 (e_t - e_{t-1}) + e_{2t}$$

A equação (2) representa o chamado lado da oferta, descrito por uma Curva de Phillips aceleracionista, em que p_t é o desvio da taxa de inflação em t face à inflação em $t-1$, y_{t-1} o desvio do produto face ao produto potencial em $t-1$, $(e_t - e_{t-1})$ o desvio da taxa real de câmbio em t face ao valor em $t-1$; os parâmetros a , b_1 e b_2 são positivos, ao passo que e_{2t} representa um choque de oferta, com média zero e variância constante (ruído branco).

A política monetária é praticada através do ajuste do nível da taxa de juros de curto prazo, tal que:

$$(3) i_t = r i_{t-1} + (1 - r)(f_1 y_{t-1} + f_2 p_{t-1}) + e_{3t}$$

Em que r é o coeficiente de inércia da política monetária, f_1 e f_2 são os coeficientes de resposta aos desvios do produto e da inflação em $t-1$, respectivamente. Todos são positivos e e_{3t} representa um choque de juros, com média zero e variância constante (ruído branco).

Pode-se verificar que a taxa de inflação é determinada por todas as variáveis do modelo estrutural, com diferentes defasagens temporais. Substituindo a equação (1) em (2), tem-se:

$$(4) p_t = a p_{t-1} + b_1 [c y_{t-2} - d_1 i_{t-2} + d_2 (e_{t-2} - e_{t-3}) + e_{1t-1}] + b_2 (e_t - e_{t-1}) + e_{2t}$$

Da mesma forma, substituindo (3) em (1) observa-se que o *gap* do produto é interdependente com todas as demais variáveis, em diferentes níveis de *lags*:

$$(5) y_t = c y_{t-1} - d_1 [r i_{t-2} + (1 - r)(f_1 y_{t-2} + f_2 p_{t-2}) + e_{3t-1}] + d_2 (e_{t-1} - e_{t-2}) + e_{1t}$$

O modelo pode receber uma especificação em termos de expectativas ou esperança matemática para o período $t+1$. Iterando 1 período para frente (1), (2) e (3), e considerando as propriedades estatísticas dos choques de ruído branco, chega-se a:

$$(6) E[y_{t+1}] = c y_t - d_1 i_t + d_2 (e_t - e_{t-1}), \text{ sendo } E[e_{1t+1}] = 0.$$

$$(7) E[p_{t+1}] = a p_t + b_1 y_t + b_2 (E[e_{t+1}] - e_t), \text{ sendo } E[e_{2t+1}] = 0.$$

$$(8) E[i_{t+1}] = r i_t + (1 - r)(f_1 y_t + f_2 p_t), \text{ sendo } E[e_{3t+1}] = 0.$$

O leitor pode identificar a interdependência dinâmica entre as expectativas das variáveis relevantes em prazos distintos, a partir de (6), (7) e (8), caso as mesmas sejam iteradas para mais períodos à frente. Resta ainda especificar o comportamento da taxa real de câmbio. Seja:

$$(9) e_t = m e_{t-1} - g (i_t - i_t^*) + n_t$$

Em que e_t é a taxa real de câmbio no período t , $(i_t - i_t^*)$ é o diferencial de juros no país em relação aos juros internacionais, os parâmetros m e g são positivos e n_t representa um choque cambial, com média zero e variância constante (ruído branco). A especificação de $E[e_{t+1}]$ é facilmente deduzida, e fica como exercício para o

leitor a equação 10. É possível identificar, pelo sistema de equações (1)-(10), uma interdependência dinâmica e estocástica entre as variáveis y_t , p_t , i_t , e_t , $E[y_{t+1}]$, $E[p_{t+1}]$, $E[i_{t+1}]$, e $E[e_{t+1}]$. É neste sentido que o modelo possui uma tradução direta em termos da técnica de *Vetores Autorregressivos*, visto que é possível, através desta, estabelecer relações de endogenia para todas as variáveis de um modelo, a fim de que sejam verificadas respostas dinâmicas de cada variável a partir de choques nas demais.

3 Dados e método

As variáveis utilizadas nos testes serão as seguintes:

i_t = a meta de taxa básica de juros (Selic) fixada pelo Banco Central do Brasil para cada mês da série temporal, vigente entre os dias 06 a 10 do respectivo mês (Banco Central do Brasil, s.d.);

y_t = desvio do produto industrial da economia brasileira em relação ao produto industrial potencial. Utilizaram-se os dados do índice desazonalizado de produção mensal da indústria geral (Ipeadata, s.d.) como *proxy* do PIB, já que este último não está disponível diretamente em periodicidade mensal. Para o cálculo do desvio do produto industrial face ao produto potencial foi utilizado um filtro estatístico, o *filtro de Hodrick-Prescott (HP)* (Hodrick e Prescott, 1997), que caracteriza uma série temporal como a soma de um componente de tendência variável suavizada com um componente de ciclo. Isto se fez necessário porque, como se sabe, não há dados diretos para o valor do produto potencial. Logo, a variável y_t é o componente de ciclo extraído pelo filtro HP, com base no índice utilizado;

$p_t = (ipca_t/ipca_{t-1}) =$ o desvio da inflação acumulada nos últimos 12 meses em relação à inflação acumulada até o mês $t-1$, medidas pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo

(IPCA/IBGE, s.d.); esta medida é equivalente à medida de mudança no desvio da inflação em relação à meta, entre dois meses, ou seja, $p_t = (ipca_t/ipca_{t-1}) = (ipca_t/4.5)/(ipca_{t-1}/4.5)$. Com isto, tenta-se captar a sensibilidade da meta de taxa Selic face a mudanças nos desvios inflacionários ao longo do tempo. Além disto, o recurso de se considerar p_t como a mudança no desvio, em vez de o considerar como o desvio absoluto – que seria apenas $(ipca_t/4.5)$ –, permite contornar o problema de raiz unitária, pois, como será visto, a variável p_t é estacionária em nível;

$exp_p_t = E_t[ipca_{t+12}] / E_{t-1}[ipca_{t+12}] =$ desvio da expectativa de inflação acumulada para 12 meses à frente, formada no mês t , em relação à mesma expectativa formada no mês $t-1$. Os dados de expectativas inflacionárias são disponibilizados pelo *Sistema Gerador de Séries* do BC (fonte: Banco Central do Brasil); esta medida iguala-se à mudança, entre dois meses, nas expectativas de desvio da inflação esperada acumulada em 12 meses, em relação à meta inflacionária, ou seja, $exp_p_t = E_t[ipca_{t+12}] / E_{t-1}[ipca_{t+12}] = (E_t[ipca_{t+12}]/4.5) / (E_{t-1}[ipca_{t+12}]/4.5)$. Da mesma forma que com p_t , o recurso de se usar exp_p_t em vez do desvio absoluto das expectativas em relação à meta – que seria apenas $(E_t[ipca_{t+12}]/4.5)$ – gera uma série integrada de ordem zero;

e_t = desvio da taxa de câmbio real entre os períodos t e $t-1$, com base no índice da taxa de câmbio real (deflacionada pelo IPA-DI), mês-base junho de 1994. Fonte: *Sistema Gerador de Séries Temporais* – BCB. A Tabela 1 mostra as estatísticas descritivas das séries adotadas, e o Anexo 3 mostra o comportamento gráfico das mesmas.

O trabalho parte dos testes convencionais de raiz unitária e estacionariedade para as séries adotadas. A estacionariedade (não existência de raiz unitária) de uma série ocorre quando: (a) a série apresenta média constante – $E(x_t) = m$; (b) a série apresenta variância constante – $Var(x_t) = s^2$; (c) a covariância entre os valores de uma

Tabela 1. Estatísticas descritivas das séries temporais.

Table 1. Descriptive statistics of the time series.

	i	Y	e	P	exp_p
Média	13,439	0,000	0,993	0,995	0,997
Mediana	12,875	0,200	0,991	0,996	0,990
Máximo	19,750	9,280	1,128	1,160	1,134
Mínimo	8,750	-17,998	0,938	0,870	0,897
Desvio-padrão	3,493	5,398	0,032	0,058	0,050

série depender tão apenas da distância entre os tempos em que tais valores são observados, e nunca dos tempos reais em que são observados – $COV(x_t, x_{t-1}) = COV(x_t, x_{t+1})$. Assim, a estacionariedade requer que a natureza de qualquer correlação entre termos adjacentes de uma variável estocástica seja a mesma ao longo de todos os períodos (Wooldridge, 2009).

Será realizado o teste de raiz unitária de *Dickey-Fuller Aumentado* (DFA) (Dickey e Fuller, 1979, 1981; Fuller, 1976), além do teste de estacionariedade de *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS)³.

Após a constatação da ordem de integração das variáveis, será aplicado o método de análise por meio de *Vetores Autorregressivos* (VAR). A análise será feita da seguinte maneira: (a) verificação da defasagem ótima do modelo VAR, através dos critérios de informação ou qualidade de ajuste de Akaike (AIC), Schwarz (SIC)

e Hannan-Quinn (HQ); (b) realização de testes de causalidade Granger a partir do VAR escolhido; (c) identificação da ordem de Cholesky, ou seja, do ordenamento de causalidade contemporânea das variáveis, com base nos testes Granger⁴; (d) análises de impulso-resposta.

4 Resultados e análise

4.1 Testes de raiz unitária e estacionariedade

Pelo exercício *Dickey-Fuller Aumentado*, chegou-se aos seguintes valores para os testes I (com tendência e constante), II (com constante) e III (sem tendência e sem constante), na Tabela 2. Por sua vez, o teste de estacionariedade de *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS) apresentou os resultados da Tabela 3.

Tabela 2. Teste de raiz unitária *Dickey-Fuller Aumentado* – estatísticas t.

Table 2. Augmented Dickey-Fuller unit root test.

Variável em nível	Tendência e constante	Constante	Sem tendência e sem constante
i (I)	- 3.638**	- 2.919	-1.796
p (II)	- 4.427	- 4.418***	- 0.312
exp_p (II)	- 6.529	- 6.350***	0.11
y (III)	- 2.571	- 2.594	- 2.618***
e (II)	- 6.166	- 6.219***	- 0.178

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

Tabela 3. Teste de estacionariedade *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS) – estatística LM.

Table 3. KPSS stationarity test – LM statistics.

Variável em nível	Tendência e constante	Constante
i (I)	0.133390***	0.866954
p(II)	0.120751	0.227999***
exp_p(II)	0.089182	0.411008***
y (II)	0.070984	0.070984***
e (II)	0.047969	0.064302***

Notas: (***) Não rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 1%, nem ao nível de 5%; (I) constante e tendência significantes a 5%; (II) apenas constante significativa a 5%.

³ Para detalhes sobre as propriedades estatísticas do KPSS, conferir Kwiatkowski *et al.* (1992).

⁴ Segundo Cavalcanti (2010), a identificação do ordenamento do modelo VAR através da causalidade Granger não seria apropriada, a princípio. Isto porque a ordenação de Cholesky indica uma causalidade contemporânea entre as variáveis, ao passo que os testes de Granger indicam uma causalidade de precedência temporal. No entanto, o autor abre uma possibilidade para o uso dos testes Granger como método de ordenamento de Cholesky: a premissa de que há uma correlação positiva entre a probabilidade de causalidade Granger e causalidade contemporânea entre as variáveis, ainda que esta premissa possa não ser verificada em determinados casos macroeconômicos. No entanto, o presente trabalho adota os testes Granger como método de ordenamento, assim como o fazem uma série de trabalhos em macro aplicada ao Brasil, a exemplo de Oreiro *et al.* (2006), Mendonça (2004, 2005).

Como todas as variáveis são consideradas estacionárias, ou integradas de ordem zero $I(0)$, com base nos testes DFA e KPSS realizados, as séries temporais i , p , exp_p , y , e serão utilizadas em seus valores originais na implementação da análise em VAR.

4.2 Análise em VAR

Foram testadas as especificações do modelo VAR para defasagens de 0 a 6, com e sem constante. Através dos critérios de informação Akaike (AIC), Schwarz (SIC) e Hannan-Quinn (HQ), amplamente utilizados na literatura, constatou-se que o modelo VAR(1) – modelo VAR com 01 defasagem –, e com constante, possui melhor ajuste aos dados. Na Tabela 4 são apresentadas as estatísticas para todas as especificações testadas. Menores estatísticas refletem qualidade de ajuste superior. Pode-se notar que o modelo VAR(1) com constante apresenta melhores estatísticas pelos critérios SC e HQ, sendo adotado no presente trabalho.

A modelagem VAR, portanto, pode ser expressa pela seguinte equação matricial:

$$X_t = a + A \sum_{i=0}^k X_{t-i} + \eta_t$$

Em que X é a matriz de variáveis endógenas (i , p , exp_p , y , e), a o vetor de constantes das equações, A a matriz de coeficientes e η o vetor de ruídos brancos, sendo $k = 1$ a ordem de defasagens do modelo VAR com 05 variáveis endógenas.

Em seguida, com base na especificação selecionada, foram realizados testes de causalidade Granger, a fim de se determinar o ordenamento de Cholesky, que, por sua vez, balizará as análises de funções de impulso-resposta. Este método de ordenamento tem sido utilizado, entre outros, nos trabalhos de Oreiro *et al.* (2006), Mendonça (2004, 2005). O Anexo 1 mostra as estatísticas dos testes de causalidade Granger realizados. Esta fase

Tabela 4. Identificação da defasagem ótima do modelo VAR.
Table 4. Identification of the optimal lag in the VAR model.

Com constante			
Lag	AIC	SC	HQ
0	0,749	0,923	0,817
1	-5,151	-4,104*	-4,742*
2	-4,993	-3,073	-4,242
3	-5,297	-2,504	-4,204
4	-5,360*	-1,695	-3,926
5	-5,214	-0,676	-3,439
6	-4,777	0,632	-2,661
Sem constante			
Lag	AIC	SC	HQ
1	-4,527	-3,655*	-4,186*
2	-4,530	-2,784	-3,847
3	-4,860	-2,242	-3,836
4	-5,009*	-1,518	-3,643
5	-4,954	-0,591	-3,247
6	-4,623	0,612	-2,575

Notas: (*) indica melhor estatística de ajuste.

é fundamental, visto que permite estabelecer uma ordem de endogenia/exogenia entre as variáveis, ou seja, com base nos testes de causa-Granger, pode-se verificar quais variáveis afetam mais fortemente, com precedência temporal, as demais variáveis.

Menores estatísticas Qui-quadrado conjuntas sugerem menor endogenia (maior exogenia) de uma dada variável dependente. Ou seja, quanto menor a estatística Qui conjunta, menor a sensibilidade de uma variável dependente testada a partir de variações prévias nas variáveis-causa adotadas. Dito isto, tomando como base as estatísticas Qui-quadrado conjuntas (Anexo 1), nota-se que a variável p apresenta maior exogenia (menor sensibilidade a variações prévias nas demais variáveis), seguida por y , e , exp_p , i . Logo, o ordenamento de Cholesky, ou de causalidade no modelo VAR(1) com constante, será o seguinte: $p - y - e - exp_p - i$ ⁵.

O modelo VAR (1) com constante possui estabilidade e não pôde ser detectada autocorrelação residual ao nível de 1% de significância. Os testes de raízes inversas e de autocorrelação serial estão no Anexo 4. Foram escolhidas seis relações de causalidade como de maior relevância para a análise de funções impulso-resposta. Esta seleção foi feita a partir das estatísticas Qui-quadrado individuais, calculadas nas relações bilaterais entre as variáveis dependentes e explicativas (Anexo 1). Deve-se lembrar que pelo método Granger testa-se a hipótese nula de que uma variável *não causa, com precedência temporal*, uma variável dependente específica. Logo, com critério de nível de significância a 10%, p-valores acima de 0,1 sugerem aceitação da hipótese nula, enquanto p-valores abaixo de 0,1 sugerem rejeição da mesma. Neste último caso, uma determinada variável causa-Granger (com precedência temporal) uma variável dependente. Então, com base nos p-valores (Prob.) individuais dos testes Granger realizados, verifica-se que as relações individuais de causalidade com maior significância, ou que são significantes ao nível de 10%, são as seguintes:

(a) Resposta de (i) a um choque em (y)

No período amostral estudado (jan. 2005 a jun. 2010), um choque positivo na atividade

de econômica ou no *gap* do produto (y) cria uma elevação da meta de taxa Selic por parte da autoridade monetária. Esta resposta apresenta pico por volta do 11º mês após o choque de atividade; em seguida, há uma redução no desvio de juros, porém a meta de taxa básica permanece acima de seu nível tendencial mesmo após 24 meses de ocorrência de um choque de *gap* do produto. O Gráfico 1 mostra a função impulso-resposta de i a y .

Esta sensibilidade temporal da política monetária à dinâmica da atividade econômica está em consonância com os modelos teóricos novo-keynesianos e com evidências empíricas a respeito do assunto no Brasil. Mendonça e Pires (2010), por exemplo, verificam aumento da taxa básica de juros brasileira, após choque no produto, mesmo após 12 meses de observação. O Banco Central brasileiro, logo, tem apresentado evidente postura contracíclica frente a informações relativas à dinâmica produtiva.

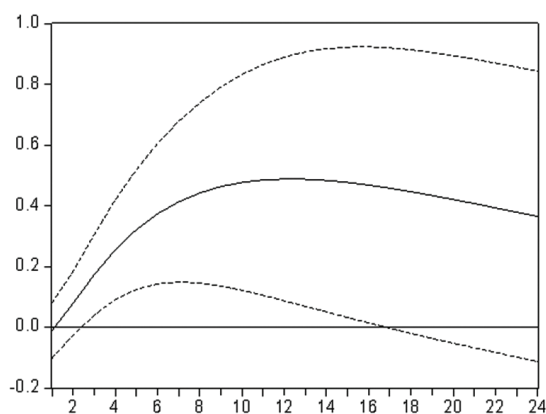


Gráfico 1. Resposta de i ao impulso em y .

Graph 1. Response of i to an impulse in y .

(b) Resposta de (e) a um choque em (y)

O choque positivo no *gap* do produto (y) também possui impacto significativo, com precedência temporal, sobre o desvio da taxa de câmbio real (e), como se verifica no Gráfico 2. Há uma elevação no desvio da taxa de câmbio real que encontra pico entre o 2º e 4º mês após o choque de *gap* do produto. Em seguida, o desvio é amortecido suavemente no tempo e alcança seu nível tendencial no 16º mês aproximadamente.

⁵ Leia-se: inflação causa produto, que causa câmbio, que causa expectativa inflacionária, que causa juros. Deve-se mencionar que este ordenamento foi adotado com base no critério de Granger causa, e não precisa necessariamente estar em consonância com determinadas perspectivas teóricas. No entanto, podem-se realizar testes de robustez, através de re-ordenamentos de Cholesky, a fim de que se verifique se as previsões do modelo são válidas também para um conjunto de diferentes restrições.

Esta relação positiva entre produto e taxa real de câmbio é prevista pela teoria econômica. A intensificação das transações econômicas pressiona o mercado cambial, via importações, por exemplo, causando aumento na taxa de câmbio real, desde que a elevação na taxa nominal de câmbio supere a resposta dos preços domésticos. Uma depreciação cambial como resposta ao choque no *gap* do produto pode ser prevista quando este último é concomitante a uma expansão monetária (ou relaxamento da política monetária) em cenário de rigidez de preços domésticos e inércia do produto (Levin, 1996).

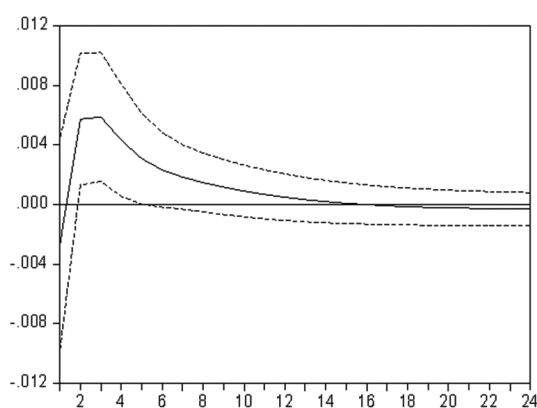


Gráfico 2. Resposta de e ao impulso em y.

Graph 2. Response of e to an impulse in y.

(c) Resposta de (y) a um choque em (e)

A análise do Gráfico 3 permite verificar uma relação inversa entre câmbio e atividade econômica, pelo menos até o 3º mês após a ocorrência de um choque cambial positivo. Há, no curto prazo, uma queda da atividade econômica face à atividade normal; após isto, o *gap* do produto se recupera, porém só alcança seu nível tendencial no 15º mês aproximadamente.

Embora a intuição econômica diga que uma desvalorização cambial seja seguida de elevação da atividade, via crescimento da competitividade externa, há uma ampla literatura teórica e empírica que trata dos possíveis efeitos negativos de uma desvalorização cambial, o que se convencionou chamar de “Curva J” (Bacchetta e Gerlach, 1994; Dixit, 1994).

Várias são as possíveis premissas para uma queda da balança comercial após uma desvalorização cambial, tais como demora na recomposição das pautas de comércio e rigidezes de preços, ou ainda o fato de que os importadores se antecipam especulativamente frente a mu-

danças cambiais (Bacchetta e Gerlach, 1994); no entanto, há uma premissa particularmente relevante para a presente discussão, qual seja, a de que o BC tende a apertar a política monetária após um choque cambial positivo, visto que há um efeito inflacionário a partir desse último e um compromisso com o alcance da meta de inflação. Por sua vez, a resposta da política monetária impacta a atividade econômica, reduzindo-a no curto prazo. Esta relação pode ser visualizada, para o presente estudo empírico, no Anexo 2, na quarta linha e quarta coluna (resposta de y ao impulso de i).

Neste caso, quando há um choque de desvalorização cambial, observa-se no curto prazo uma contração da produção doméstica, uma vez que o efeito restritivo da política monetária sobre a atividade econômica supera o efeito de maior competitividade das exportações *vis-à-vis* importações. Teles (2005), estudando a economia brasileira após o Plano Real, sugere que a elevação da taxa de juros impõe uma taxa de câmbio desejada maior a fim de que as exportações sejam viabilizadas, dado que maiores juros aumentam custos operacionais (e financeiros) às empresas. Assim, uma política monetária mais apertada, dada a taxa real de câmbio, alarga o prazo de defasagem para que as exportações apresentem crescimento.

Como dito, o Gráfico 3 mostra que somente a partir do 15º mês o *gap* do produto alcança patamares acima de seu nível tendencial como decorrência de uma desvalorização cambial. Pode-se sugerir que, quanto maior a intensidade de resposta da política monetária face ao choque cambial, maior a defasagem temporal para que os efeitos positivos sobre a atividade comecem a ser observados.

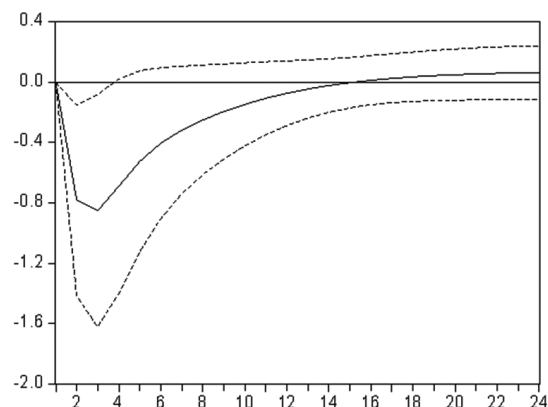


Gráfico 3. Resposta de y ao impulso em e.

Graph 3. Response of y to an impulse in e.

(d) Resposta de (exp_p) a um choque em (p)

O desvio de expectativas inflacionárias (exp_p) apresenta componente adaptativo no período amostral. Um choque positivo no desvio inflacionário (p) implica elevação das expectativas inflacionárias, as quais alcançam pico no 2º mês após o choque (Gráfico 4). Em seguida, há uma redução do desvio de expectativas, que passa a apresentar valores abaixo do nível normal a partir do 8º mês após a ocorrência do choque.

Esta “deflação de expectativas” a partir do 8º mês pode ser causada pela resposta de política monetária desencadeada pelo choque inflacionário. Uma vez que a política monetária responde ao choque inflacionário elevando a taxa básica de juros, concomitantemente ao inicial aumento das expectativas de inflação, são criados efeitos contracionistas sobre a atividade econômica e, portanto, sobre a inflação e as expectativas inflacionárias meses à frente.

Diante desta evidência no que diz respeito ao perfil adaptativo das expectativas inflacionárias, sugere-se que a melhor maneira para o Banco Central controlar as previsões de inflação seria por meio do controle da própria inflação corrente, ou seja, por meio de uma “disciplina de expectativas”. Ao mesmo tempo, essas evidências sugerem que o regime de metas para inflação no Brasil não apresentou, no período amostral, a credibilidade propagada e a ele associada pela literatura. Se tivesse havido realmente um contexto de credibilidade plena ou próxima da plena, a sensibilidade das expectativas de inflação face aos choques de inflação seria mais baixa, ou mesmo nula no limite – neste último caso não seria detectada a causalidade Granger de p sobre exp_p .

Embora não seja o foco deste trabalho analisar o grau de credibilidade do BCB no período amostral, pode-se apresentar o trabalho de Mendonça (2007) como uma possível explicação para a sensibilidade das expectativas aos choques de inflação. Analisando o período 2000-2004, o autor afirma que o BCB não focou o centro do intervalo da meta de inflação anunciado e que isto teria deteriorado as expectativas de inflação. Como hipótese, esta deterioração pode ter sido propagada para o período analisado neste artigo (2005-2010) e permitido a sensibilidade verificada das expectativas face aos choques de desvio inflacionário.

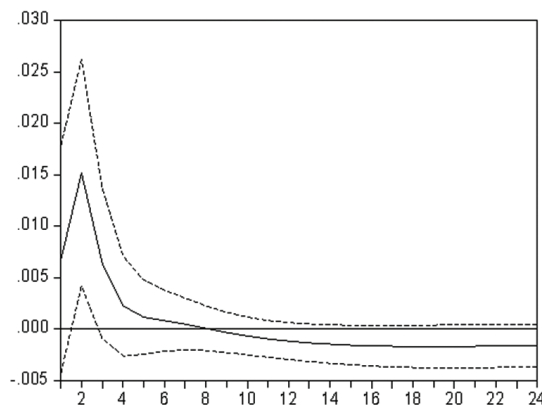


Gráfico 4. Resposta de exp_p ao impulso em p .

Graph 4. Response of exp_p to an impulse in p .

(e) Resposta de (e) a um choque em (p)

No curto prazo, o desvio da taxa real de câmbio (e) responde negativamente a um choque no desvio inflacionário (p). Esta relação é prevista pela sabedoria convencional em macroeconomia e economia internacional. Dada a inflação no resto do mundo e a taxa nominal de câmbio, uma elevação da inflação doméstica reduz a taxa real de câmbio.

Com base no Gráfico 5, verifica-se que há uma redução do câmbio real, que alcança piso no 2º mês após o choque inflacionário. Em seguida, o desvio cambial é amortecido gradualmente, porém antes há ocorrência de desvio positivo, do 4º mês ao 15º mês aproximadamente. Evidência similar é encontrada por Pinto e Vieira (2008) ao analisarem o período janeiro 1999-junho 2006 para a economia brasileira, chilena e colombiana através da aplicação de Vetores Autorregressivos.

Dada essa evidência, pode-se deduzir que os choques inflacionários possuem impacto negativo potencializado sobre a atividade econômica: além de estimular um aperto da política monetária no curto prazo, o choque inflacionário positivo também se desdobra em apreciação real do câmbio e em seus efeitos contracionistas para a dinâmica produtiva nacional.

(f) Resposta de (p) a um choque em (i)

Observa-se, no Gráfico 6, que o desvio da taxa de inflação, ao longo do tempo, é fortemente afetado pelas mudanças na meta de taxa Selic, realizadas pelo Banco Central na amostra temporal adotada. Há uma eficácia significativa da política monetária, dado que um choque positivo da taxa Selic implica redu-

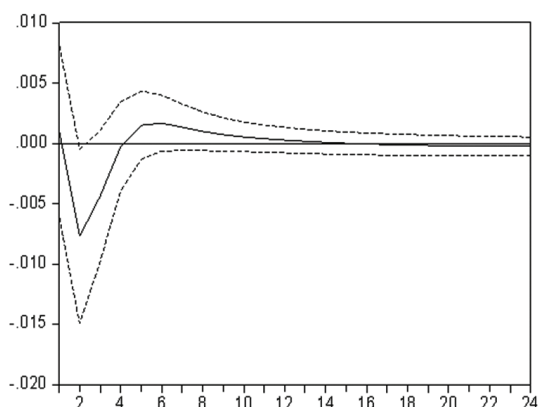


Gráfico 5. Resposta de e ao impulso em p.
Graph 5. Response of e to an impulse in p.

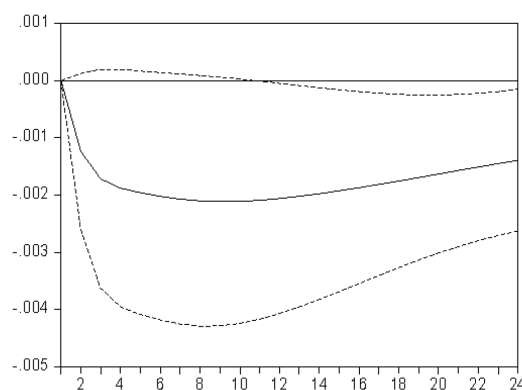


Gráfico 6. Resposta de p ao impulso em i.
Graph 6. Response of p to an impulse in i.

ção persistente no desvio inflacionário: mesmo após 24 meses de ocorrido o choque de política monetária, o desvio da taxa de inflação se encontra abaixo de seu nível normal para o período. Observa-se ainda que o choque de política monetária cria efeitos mais fortes na taxa de inflação entre o 8º e o 10º mês após sua ocorrência. A partir desse momento, o desvio inflacionário é amortecido, porém de forma muito lenta. É vasta a literatura teórica e empírica que assume os efeitos defasados da política monetária sobre a dinâmica inflacionária (Ball, 1999a; Svensson, 1997).

De certa maneira, isto aponta para uma situação em que os ajustes da taxa Selic têm efeitos desejados sobre a dinâmica inflacionária, no contexto de um regime de metas para inflação. À luz da dinâmica causal entre (i) e (y), já apresentada no Gráfico 1, verifica-se que as autoridades monetárias possuem postura *contracíclica* e *eficaz* no período amostral, uma vez que desvios da atividade econômica conduzem a movimentos *contracíclicos* na taxa Selic, os quais, por sua vez, são acompanhados de impactos *eficazes* e desejados sobre a dinâmica inflacionária.

Esta evidência está em consonância com a literatura empírica internacional e nacional sobre o tema; em especial no caso brasileiro, o trabalho de Mendonça (2007) mostra que choques positivos na taxa básica de juros brasileira são associados a reduções da meta de inflação com defasagem temporal expressiva; no entanto, pode-se afirmar que esta última pode decrescer apenas na medida em que a taxa de inflação corrente também apresente níveis gradualmente menores e sustentados ao longo do tempo, sob a pena de tornar a meta de inflação não crível e insustentável.

Neste caso, decorre que uma política monetária apertada cria condições para menores metas de inflação no futuro, porém somente se houver eficácia daquela política, em termos de desacelerações no aumento dos preços ao consumidor.

7 Considerações finais

Neste trabalho, apresentou-se um modelo teórico de referência que pode ser considerado novo-keynesiano e que, em sua essência, tem sido balizador para a avaliação de política monetária dentro do arcabouço teórico *mainstream*.

A principal vantagem da modelização da dinâmica econômica por um aparato estocástico e dinâmico, tal como proposto neste artigo, está na sua tradução direta em termos de *Vetores Autorregressivos*, técnica amplamente utilizada em macroeconomia e em outras áreas de pesquisa, e que rendeu muitos frutos a um dos laureados com o Prêmio Nobel de 2011, Christopher A. Sims. Para além das eventuais controvérsias teóricas e metodológicas entre heterodoxos e ortodoxos, que no Brasil têm resultado em muito material produzido, o presente trabalho implementou a mencionada técnica a partir de um modelo em que todas as variáveis podem ser consideradas interdependentes e endógenas em relação às demais, traduzindo-o em um exercício econométrico para a economia brasileira, no período compreendido entre janeiro de 2005 e junho de 2010. O objetivo foi meramente o de observar as respostas dinâmicas entre variáveis macroeconômicas relevantes e a política monetária, a fim de que alguns fatos

estilizados possam ser verificados, em consonância ou não com o modelo de referência e a literatura empírica existente.

Foram seis as principais evidências levantadas: (a) o Banco Central do Brasil possui postura contracíclica, visto que se observam respostas de elevação da meta de taxa básica de juros face a choques positivos de produção; (b) no curto prazo, choques positivos de produção implicam depreciações reais de taxa de câmbio, com eliminação suave e gradual dos desvios; (c) verifica-se o fenômeno da “Curva J” na economia brasileira recente: depreciações reais da taxa de câmbio criam, no curto prazo, uma contração da atividade econômica, a qual é eliminada no tempo; (d) observam-se expectativas de inflação de caráter adaptativo, com alta sensibilidade à dinâmica das taxas inflacionárias observadas; (e) a taxa real de câmbio, corroborando a literatura-padrão em economia internacional e macroeconomia, possui forte sensibilidade de curto prazo às flutuações na inflação doméstica, dada a inflação externa e a taxa nominal de câmbio; (f) a taxa de juros de curto prazo – Selic – apresenta-se como instrumento eficaz de política monetária, uma vez que se verificam seus efeitos duradouros e contracíclicos sobre a dinâmica da inflação ao consumidor.

Referências

- BACCHETTA, P.; GERLACH, S. 1994. Sticky import prices and J-curves. *Economics Letters*, **44**(3):281-285. [http://dx.doi.org/10.1016/0165-1765\(93\)00355-R](http://dx.doi.org/10.1016/0165-1765(93)00355-R)
- BALL, L. 1999a. Efficient rules for monetary policy. *International Finance*, **2**(1):63-83. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-2362.00019>
- BALL, L. 1999b. Policy rules for open economies. In: J. TAYLOR (ed.), *Monetary policy rules*. Chicago, University of Chicago Press, p. 127-144.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. [s.d.]. Disponível em: www.bcb.gov.br. Acesso em: 01/03/2013.
- CAVALCANTI, M.A.F.H. 2010. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. *Economia Aplicada*, **14**(2):251-260. <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502010000200008>
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. 1999. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, **XXXVII**:1661-1707. <http://dx.doi.org/10.1257/jel.37.4.1661>
- DIKEY, D.A.; FULLER, W.A. 1979. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, **74**(366):427-431. <http://dx.doi.org/10.2307/2286348>
- DIKEY, D.A.; FULLER, W.A. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, **49**(4):1057-1072. <http://dx.doi.org/10.2307/1912517>
- DIXIT, A. 1994. Hysteresis and the duration of the J-curve. *Japan and the World Economy*, **6**:105-115. [http://dx.doi.org/10.1016/0922-1425\(94\)00006-9](http://dx.doi.org/10.1016/0922-1425(94)00006-9)
- FULLER, W.A. 1976. *Introduction to statistical time series*. New York, John Wiley & Sons, 698 p.
- GALÍ, J.; GERTLER, M. 2007. Macroeconomic modeling for monetary policy evaluation. *Journal of Economic Perspectives*, **21**:25-45. <http://dx.doi.org/10.1257/jep.21.4.25>
- HODRICK, R.J.; PRESCOTT, E.C. 1997. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money Credit and Banking*, **29**:1-16. <http://dx.doi.org/10.2307/2953682>
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE) [s.d.]. Disponível em: www.ibge.gov.br. Acesso em: 01/03/2013.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEADATA. [s.d.]. Disponível em: www.ipeadata.gov.br. Acesso em: 01/03/2013.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, **54**(1-3):159-178. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- LEVIN, J.H. 1996. Inflationary expectations, variable output, and exchange-rate dynamics. *Review of International Economics*, **4**(1):40-53. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9396.1996.tb00082.x>
- MENDONÇA, H.F. 2004. Dívida pública e estabilidade de preços no período pós-Real: explorando relações empíricas. *Estudos Econômicos*, **34**:345-368. <http://dx.doi.org/10.1590/S0101-41612004000200005>
- MENDONÇA, H.F. 2005. Metas para inflação e variáveis macroeconômicas: uma avaliação empírica. In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, XXXIII, 2005, Belo Horizonte. Anais... Belo Horizonte, Anpec.
- MENDONÇA, H.F. 2007. Towards credibility from inflation targeting. *Applied Economics*, **39**:2599-2615. <http://dx.doi.org/10.1080/00036840600707324>
- MENDONÇA, H.F.; PIRES, M.C.C. 2010. Gradualism in monetary policy and fiscal equilibrium. *Journal of Economic Studies*, **37**(3):327-342. <http://dx.doi.org/10.1108/01443581011061302>
- MINELLA, A.; DE FREITAS, P.S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M.K. 2003. Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges. *BIS Papers*, **19**:106-133.
- OREIRO, J.L.; PAULA, L.F.; ONO, F.H.; SILVA, G.J.C. 2006. Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente. *Economia Aplicada*, **10**:609-634. <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502006000400007>
- PINTO, B.A.C.; VIEIRA, F.V. 2008. Câmbio flexível e metas de inflação em países selecionados da América Latina: análise de Vetores Auto-Regressivos. *Ensaios FEE*, **29**:1-25.
- SIMS, C.A. 1980. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, **48**:1-48. <http://dx.doi.org/10.2307/1912017>
- SIMS, C.A. 1986. Are forecasting models usable for policy analysis? *Minneapolis Federal Reserve Bank Quarterly Review*, **10**:2-16.

- SVENSSON, L.E.O. 1997. Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets. *European Economic Review*, **41**:1111-1146. [http://dx.doi.org/10.1016/S0014-2921\(96\)00055-4](http://dx.doi.org/10.1016/S0014-2921(96)00055-4)
- TELES, V.K. 2005. Choques cambiais, política monetária e equilíbrio externo da economia brasileira em um ambiente de *hysteresis*. *Economia Aplicada*, **9**(3):415-26. <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502005000300004>
- WOOLDRIDGE, J.M. 2009. *Introductory econometrics: A modern approach*. Mason, South-Western College Publishing, 912 p.

Submetido: 05/07/2012

Aceito: 07/03/2013

ANEXOS

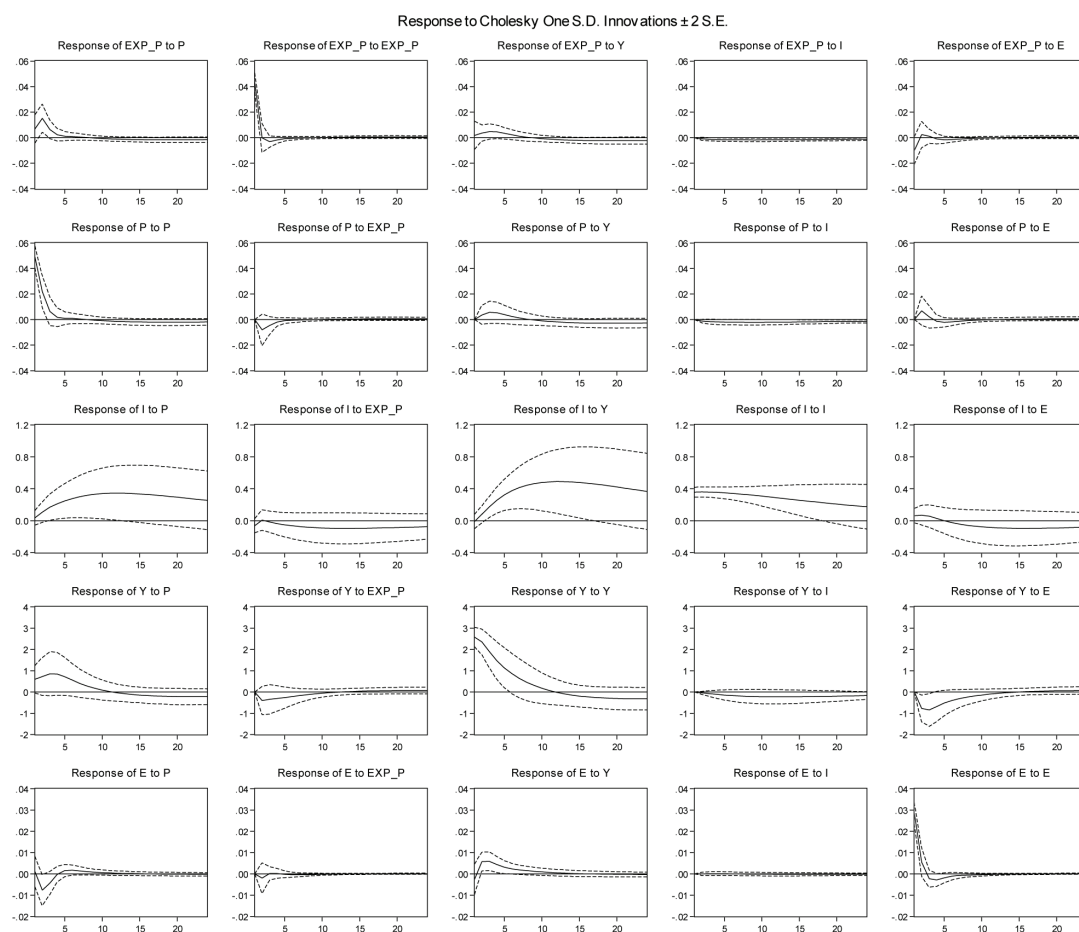
Anexo 1. Testes de causalidade Granger para o modelo VAR(1).

Annex 1. Granger causality test for the VAR(1) model.

Variável dependente: e			
Causa	Qui-square	df	Prob.
exp_p	0,326	1	0,567
p	6,112	1	0,013
i	0,053	1	0,816
y	10,096	1	0,001
Conjuntas	12,738	4	0,012
Variável dependente: exp_p			
Causa	Qui-square	df	Prob.
e	0,217	1	0,641
p	6,483	1	0,010
i	2,265	1	0,132
y	1,515	1	0,218
Conjuntas	16,873	4	0,002
Variável dependente: p			
Causa	Qui-square	df	Prob.
exp_p	0,783	1	0,376
exp_p	1,823	1	0,176
i	3,376	1	0,066
y	1,683	1	0,194
Conjuntas	7,107	4	0,130
Variável dependente: i			
Causa	Qui-square	df	Prob.
exp_p	0,257	1	0,611
exp_p	2,317	1	0,127
p	0,710	1	0,399
y	12,199	1	0,000
Conjuntas	28,936	4	0,000
Variável dependente: y			
Causa	Qui-square	df	Prob.
e	7,861	1	0,005
exp_p	1,589	1	0,207
p	0,809	1	0,368
i	1,561	1	0,211
Conjuntas	10,868	4	0,028

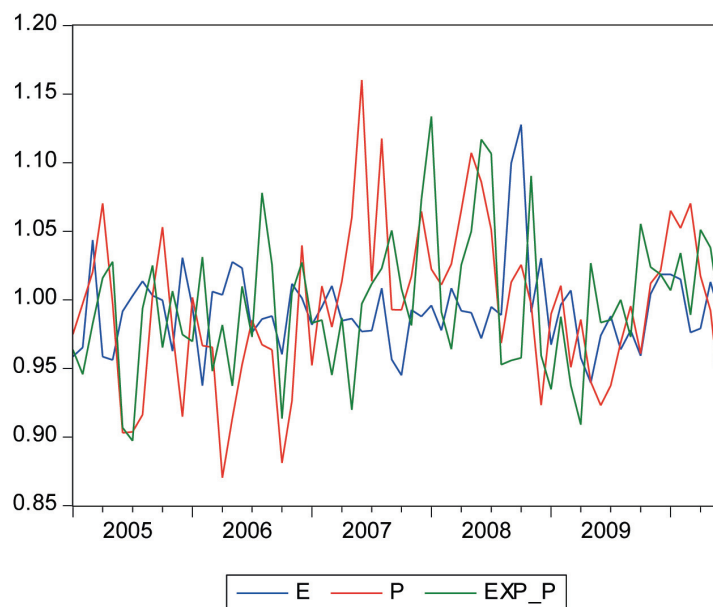
Anexo 2. Funções impulso-resposta para o VAR (1) com ordenação de Cholesky $p - y - e - \exp_p - i$.

Annex 2. Impulse-response functions for the VAR(1) with Cholesky ordering $p - y - e - \exp_p - i$.



Anexo 3. Gráficos das séries temporais y , i , e , p , \exp_p .

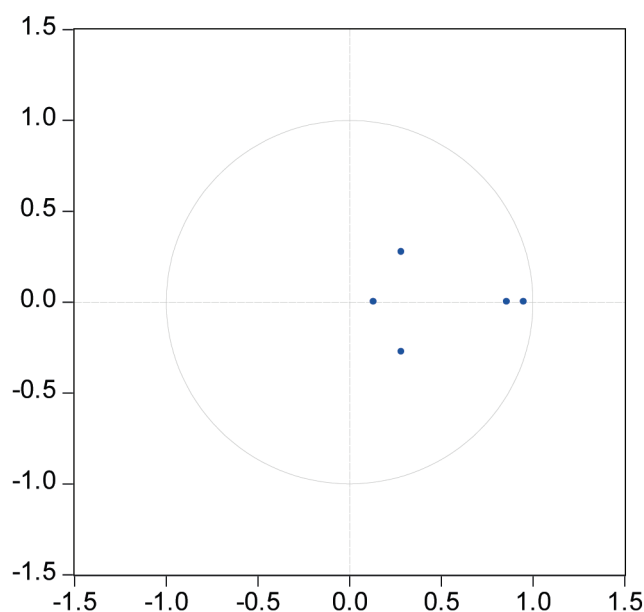
Annex 3. Graphs for y , i , e , p , \exp_p .



Anexo 4. Teste de estabilidade por raízes inversas e teste de autocorrelação serial.

Annex 4. Stability test by inverse roots and residual autocorrelation test.

Raízes inversas do Polinômio Característico Autorregressivo.



Notas: (*) O fato das raízes inversas estarem localizadas dentro do círculo unitário denota estabilidade do modelo.

Teste de Correlação Serial dos Resíduos do VAR (1).

Hipótese nula: não há correlação serial.

Lags	LM-Stat	Prob
1	38,11422	0,0451
2	36,05312	0,0708
3	43,55525	0,0122
4	29,91689	0,2274
5	17,22518	0,8735
6	19,70150	0,7623
7	23,37970	0,5554
8	17,94518	0,8447
9	22,33803	0,6162
10	21,92202	0,6402
11	28,35182	0,2919
12	17,13011	0,8770

Notas: (*) Ao nível de 1% de significância não se pode rejeitar a hipótese nula para nenhuma das defasagens testadas.