

## 6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARAGÓN, E. K; PORTUGAL, M. S. (2009). **Central Bank Preferences and Monetary Rules Under The Inflation Targeting Regime In Brazil.** Brazilian Review of Econometrics, 29(1): 79-109.

ALMEIDA, M. (2010). **Gasto Fiscal no Brasil: Novos Números para um Velho Dilema.** Revista Insight Inteligência. Disponível em:

<<http://www.insightnet.com.br/inteligencia/51/PDFs/08.pdf>>. Acesso em: 29 de Dezembro de 2010.

\_\_\_\_\_. (2011). **Nota Técnica: Restos a Pagar e Artíficos Contábeis.** Disponível em:

<<http://mansueto.files.wordpress.com/2011/02/nota-rap-20111.pdf>>. Acesso em: 09 de Janeiro de 2012.

AREOSA, W. D; MEDEIROS, M. C. (2007). **Inflation Dynamics in Brazil: The Case of a Small Open Economy.** Brazilian Review of Econometrics, v. 27, no 1, pp. 131–166, May.

BASU, P. (2010). **Government Purchases and the Real Exchange Rate: A Comment.** Open Economies Review, Springer, vol. 21(1), pages 65-67, February.

BASU, P; KOLLMANN, R. (2010). **Productive Government Purchases and the Real Exchange Rate.** Working Papers ECARES 2010\_001, ULB, Universite Libre de Bruxelles.

BEYER, A; FARMER, R. E; HENDRY, J; MARCELLINO, M. (2008). **Factor analysis in a model with rational expectations**. *Econometrics Journal*, Royal Economic Society, vol. 11(2), pages 271-286, 07.

BLANCHARD, O; PEROTTI, R. (2002). **An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output**. *Quarterly Journal of Economics* 117, 1329–1368.

BOIVIN, J; Ng, S. (2006). **Are more data always better for factor analysis?** *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 132(1), pages 169-194, May.

CALVO, G. (1983). **Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework**. *Journal of Monetary Economics*, 12, 383–398.

CAPUTO, R.; FUENTES, M. (2010). **Government Spending and the Real Exchange Rate: A Cross-Country Perspective**. Central Bank of Chile. Disponível em: <[http://www.bcentral.cl/eng/conferences-seminars/annualconferences/2010/Fuentes\\_Caputo\\_paper.pdf](http://www.bcentral.cl/eng/conferences-seminars/annualconferences/2010/Fuentes_Caputo_paper.pdf)>. Acesso em: 17 de Janeiro de 2011.

CARVALHO, F. A. (2007). **Três Ensaio em Teoria e Política Monetária**. Dissertação de mestrado, Departamento de Economia, UnB-DF.

CASTRO, M. R; GOUVEA, S. N; MINELLA, A; SANTOS, R. C; SOUZA-SOBRINHO, N. F. (2011). **SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach**. Working Paper Series n° 239, Banco Central do Brasil, Brasília.

CHERNAVSKY, E. (2011). **Um estudo do desempenho das previsões do Relatório Focus-BCB**. In: 33° Encontro Brasileiro de Econometria, Foz do Iguaçu.

CHINN, M.; JOHNSTON, L. (1997). **Real Exchange Rate Levels, Productivity and Demand Shocks: Evidence from a Panel of 14 Countries**. IMF Working Paper No. 97/66.

CORSETTI, G; MEIER, A; MÜLLER, G. (2009). **Fiscal Policy Transmission and the Exchange Rate Regime**. Working Paper, University of Bonn.

DAVIDSON, R; MACKINNON, J. G. (1993). **Estimation and Inference in Econometrics**. Oxford University Press, USA.

DEJONG, D. N; DAVE, C. (2007). **Structural Macroeconometrics**. Princeton University Press.

DELLAS, H; NEUSSER, K; WÄLTLI, M. (2005). **Fiscal Policy in Open Economies**. Working Paper, University of Bern.

DIXIT, A., STIGLITZ, J. (1977). **Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity**. American Economic Review, American Economic Association, vol. 67(3), pages 297-308, June.

DORNBUSCH, R. (1980). **Open economy macroeconomics**. New York: Basic Books, Inc., pp. 93-116.

ECONOMETRIC REVIEWS. (2007). **Bayesian Dynamic Econometrics**. Special Issue, Taylor and Francis Journals, vol. 26(2-4).

ENDERS, Z; MÜLLER, G.J; SCHOLL, A. (2011). **How do fiscal and technology shocks affect the real exchange rate? New evidence for the United States**. Journal of International Economics, Elsevier, vol. 83(1), pages 53-69, January.

ERCEG, J. C; GUERRIERI, L.; GUST. C. (2005). **Expansionary fiscal shocks and the trade deficit**. International Finance Discussion Papers 825, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).

FERNÁNDEZ-VILLAVERDE, J; RUBIO-RAMÍREZ, J. F; SARGENT, T; WATSON, M. W. (2007). **ABCs (and Ds) of Understanding VARs**. American Economic Review, American Economic Association, vol. 97(3), pages 1021-1026, June.

FIGUEIREDO, F. M. R. (2010). **Forecasting Brazilian Inflation Using a Large Data Set**. Working Paper Series n° 228, Banco Central do Brasil, Brasília.

FONSECA, M. G. S. (2006). **O repasse cambial no Brasil: uma análise para dados desagregados no período de flutuação do real**. Dissertação de mestrado, Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas-RJ.

FROOT, K. A; ROGOFF, K. (1991). **The EMS, the EMU, and the Transition to a Common Currency**. Em: NBER Macroeconomics Annual 1991, Volume 6, pages 269-328.

FURLANETTO, F. (2006). **Fiscal Shocks in a Small Open Economy**. PhD Thesis, chapter 2, HEC Lausanne.

GAGNON, J. (1996). **Net Foreign Assets and Equilibrium Exchange Rates: Panel Evidence**. Federal Reserve Board, International Finance Discussion, Paper No. 574 (December).

GALÍ, J., GERTLER, M. (1999). **Inflation Dynamics: a structural econometric analysis**. Journal of Monetary Economics 44, 127-159.

GALÍ, J; GERTLER, M.; LOPEZ-SALIDO, J. D. (2001). **European inflation dynamics**. European Economic Review, Elsevier, vol. 45(7), pages 1237-1270.

GALÍ, J., MONACELLI, T. (2005). **Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy**. Review of Economic Studies, Wiley Blackwell, vol. 72(3), pages 707-734, 07.

GOLDFAJN, I. (2007). **Debate sobre câmbio e intervenção**. O Estado de São Paulo, 20/03/2007.

\_\_\_\_\_. (2009). **O Câmbio e o Equilíbrio Macroeconômico**. O Estado de São Paulo, 03/11/2009.

GUILLÉN, D. A. (2008). **Ensaio sobre a formação de expectativas de inflação**. Dissertação de mestrado, Departamento de Economia, PUC-Rio.

HALL, A. R. (2005). **Generalized Method of Moments (Advanced Texts in Econometrics)**. Oxford University Press, USA.

HEBOUS, S. (2009). **The Effects Of Discretionary Fiscal Policy On Macroeconomic Aggregates: A Reappraisal**. Journal of Economic Surveys, Wiley Blackwell, vol. 25(4), pages 674-707, 09.

IBGE. **Nota Metodológica nº 10 - Contas Econômicas Integradas**. Sistema de Contas Nacionais – Brasil Referência 2000. Disponível em: < [http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/pib/pdf/10\\_cei.pdf](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/pib/pdf/10_cei.pdf) >. Acesso em: 05 de Janeiro de 2012.

KAPETANIOS, G; MARCELLINO, M. (2010). **Factor-GMM estimation with large sets of possibly weak instruments**. Computational Statistics & Data Analysis, Elsevier, vol. 54(11), pages 2655-2675, November.

KIM, S; ROUBINI, N. (2008). **Twin deficits or twin divergence? Fiscal policy, current account, and the real exchange rate in the US.** *Journal of International Economics*, vol. 74(2), pp. 362–83.

KOHLSCHEEN, E. (2010). **Uma Nota Sobre Erros de Previsão da Inflação de Curto Prazo.** Trabalho para Discussão n° 227, Banco Central do Brasil, Brasília.

KOLLMANN, R. (2010). **Government Purchases and the Real Exchange Rate.** *Open Economies Review*, Springer, vol. 21(1), pages 49-64, February.

LARA RESENDE, A. (2011). **A armadilha brasileira.** Texto para Discussão n° 19, IEPE-CdG, julho/2011.

LINDÉ, J. (2005). **Estimating New-Keynesian Phillips curves: A full information maximum likelihood approach.** *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 52(6), pages 1135-1149, September.

MACIEL, L. F. P. (2006). **Pass-through Cambial: Uma Estimação para o Caso Brasileiro.** Dissertação de mestrado, Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas-RJ.

MAVROEIDIS, S. (2005). **Identification Issues in Forward-Looking Models Estimated by GMM, with an Application to the Phillips Curve.** *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, vol. 37(3), pages 421-48, June.

MERTENS, K; RAVN, M. (2010). **Measuring the impact of fiscal policy in the face of anticipation: a structural VAR approach.** *Economic Journal*, Volume 120, Issue 544, May, pages 393–413.

MONACELLI, T.; PEROTTI, R. (2006). **Fiscal Policy, the Trade Balance, and the real Exchange Rate: Implications for International Risk Sharing.** Mimeo. Disponível em:

<<http://www.cepr.org/meets/wkcn/1/1662/papers/Monacelli.pdf>>. Acesso em: 17 de Janeiro de 2011.

\_\_\_\_\_. (2010). **Fiscal Policy, the Real Exchange Rate and Traded Goods**. *The Economic Journal*, Vol. 120, Issue 544, pp. 437–461.

OGAKI, M. (1999). **GMM Estimation Techniques**. In: *Generalized Method of Moments Estimation (Themes in Modern Econometrics)*, pp. 31-62, Cambridge University Press.

ORAIR, R., & GOBETTI, S. (2010a). **Classificação e análise das despesas públicas federais pela ótica macroeconômica (2002-2009)**. Texto para Discussão n. 1485. Brasília: IPEA.

\_\_\_\_\_. (2010b). **Governo gastador ou transferidor? Um macrodiagnóstico das despesas federais no período 2002 a 2010**. In: I. IPEA, *Brasil em Desenvolvimento: Estado, planejamento e políticas públicas*. Brasília: IPEA

PASTORE, A. (2011). **Perguntas sobre o câmbio**. O Estado de São Paulo, 29/05/2011.

PEROTTI, R. (2008). **In Search of the Transmission Mechanism of Fiscal Policy**. NBER Chapters, in: *NBER Macroeconomics Annual 2007*, Volume 22, pages 169-226.

RAVN, M; SCHMITT-GROHÉ, S; URIBE, M. (2007). **Explaining the effects of government spending shocks on consumption and the real exchange rate**. NBER Working Paper No. 13328.

RICCI, L.; LEE, J.; MILESI-FERRETTI, G.M. (2008). **Real Exchange Rates and Fundamentals: A Cross-Country Perspective**. IMF Working Paper No. 08/13.

RUDD, J; WHELAN, K. (2007). **Modeling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research**. Journal of Money, Credit and Banking, Blackwell Publishing, vol. 39(s1), pages 155-170, 02.

SBORDONE, A. M. (2002). **Prices and unit labor costs: a new test of price stickiness**. Journal of Monetary Economics, Elsevier, vol. 49(2), pages 265-292, March.

SCHWARTSMAN, A. (2007). **Mudando de lugar**. Folha de São Paulo, 04/04/2007.

SILVEIRA, M. A. (2008). **Using a Bayesian Approach to Estimate and Compare New Keynesian DSGE Models for the Brazilian Economy: the Role for Endogenous Persistence**. Revista Brasileira de Economia, Graduate School of Economics, Getúlio Vargas Foundation (Brazil), vol. 62(3), pages 333-357, November.

SIMS, C. A. (1980). **Macroeconomics and Reality**. Econometrica, Econometric Society, vol. 48(1), pages 1-48, January.

STAIGER, D; STOCK, J. (1997). **Instrumental Variables Regression with Weak Instruments**. Econometrica, Econometric Society, vol. 65(3), pages 557-586, May.

STOCK, J. H; WRIGHT, J. H; YOGO, M. (2002). **A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments**. Journal of Business & Economic Statistics, American Statistical Association, vol. 20(4), pages 518-29, October.

STRAATHOF, B; CALIO, P. (2012). **Currency derivatives and the disconnect between exchange rate volatility and international trade**. CPB Discussion Paper 203, CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis.

THORNTON, D. L. (2004). **The Fed and short-term rates: Is it open market operations, open mouth operations or interest rate smoothing?** *Journal of Banking & Finance*, Elsevier, vol. 28(3), pages 475-498, March.

WOODFORD, M. (2003a). **Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy**. Princeton University Press.

\_\_\_\_\_. (2003b). **Optimal Interest-Rate Smoothing**. *Review of Economic Studies*, Wiley Blackwell, vol. 70(4), pages 861-886, October.

## 7 APÊNDICE

### 7.1.ÁLGEBRA DO MODELO

A seguir mostramos a álgebra utilizada para, a partir das equações de Furlanetto (2006), chegar às relações utilizadas neste trabalho. Todas as equações e notações abaixo estão em Furlanetto (2006). O significado das variáveis e de cada parâmetro profundo estão resumidos, respectivamente, nas tabelas 1 e 2 do capítulo **II.2**. Temos, respectivamente, a definição do hiato do produto, a CPNK e a UIP<sup>40</sup>:

$$x_t \equiv y_t - \bar{y}_t \quad (1)$$

$$\pi_{H,t} = \beta E_t(\pi_{H,t+1}) + \kappa_y x_t \quad (2)$$

$$s_t = [r_t^* - E_t(\pi_{t+1}^*)] - [r_t - E_t(\pi_{H,t+1})] + E_t(s_{t+1}) \quad (3)$$

A partir das condições de equilíbrio do modelo – equações (32) e (38) em Furlanetto (2006), temos:

$$y_t = \gamma g_t + (1 - \gamma) \left( c_t + \frac{\alpha\omega}{\sigma} s_t \right) \quad (4)$$

$$\bar{y}_t = \left( \frac{\sigma_\alpha \gamma}{\varphi(1-\gamma) + \sigma_\alpha} \right) g_t + \left( \frac{\sigma_\alpha - \sigma}{\varphi(1-\gamma) + \sigma_\alpha} \right) y_t^* - \left( \frac{(\sigma_\alpha - \sigma)\gamma}{\varphi(1-\gamma) + \sigma_\alpha} \right) g_t^* - \frac{\mu}{\left( \varphi + \frac{\sigma_\alpha}{1-\gamma} \right)} \quad (5)$$

Substituindo (4) e (5), em (1):

---

<sup>40</sup> Essa equação, especificamente, não está explícita em Furlanetto (2006). Ela é a equação (20) em Galí & Monacelli (2005).

$$x_t \equiv \left[ \gamma g_t + (1 - \gamma) \left( c_t + \frac{\alpha \omega}{\sigma} s_t \right) \right] - \left[ \left( \frac{\sigma \alpha \gamma}{\varphi(1-\gamma) + \sigma \alpha} \right) g_t + \left( \frac{\sigma \alpha - \sigma}{\varphi(1-\gamma) + \sigma \alpha} \right) y_t^* - \right. \\ \left. \sigma \alpha - \sigma \gamma \varphi 1 - \gamma + \sigma \alpha g_t^* - \mu \varphi + \sigma \alpha 1 - \gamma \right] \quad (6)$$

Temos ainda, que  $s_t = q_t / (1 - \alpha)$  e  $\pi_t = \pi_{H,t} + \alpha \Delta s_t$ . Substituindo essas relações em (2), (3) e (6), temos:

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \kappa_y x_t + \frac{\alpha}{1-\alpha} \Delta q_t - \frac{\alpha \beta}{1-\alpha} E_t(\Delta q_{t+1}) \quad (7)$$

$$q_t = -\{[r_t - E_t \pi_{t+1}] - [r_t^* - E_t(\pi_{t+1}^*)]\} + E_t(q_{t+1}) \quad (8)$$

$$x_t = \frac{\mu}{\left(\varphi + \frac{\sigma \alpha}{1-\gamma}\right)} + \left(\frac{\varphi \gamma (1-\gamma)}{\varphi(1-\gamma) + \sigma \alpha}\right) g_t + (1 - \gamma) c_t + \left(\frac{(1-\gamma)\alpha \omega}{\sigma(1-\alpha)}\right) q_t + \\ \left(\frac{\sigma - \sigma \alpha}{\varphi(1-\gamma) + \sigma \alpha}\right) (y_t^* - \gamma g_t^*) \quad (9)$$

Para expressar as relações em termos de custo marginal, substituímos  $mc_t = \left(\varphi + \frac{\sigma \alpha}{1-\gamma}\right) x_t - \mu$  em (7) e (9), notando também, que  $\kappa_y = \lambda \left(\varphi + \frac{\sigma \alpha}{1-\gamma}\right)$ . Temos:

$$\pi_t = \lambda \mu + \beta E_t(\pi_{t+1}) + \lambda mc_t + \frac{\alpha}{1-\alpha} \Delta q_t - \frac{\alpha \beta}{1-\alpha} E_t(\Delta q_{t+1}) \quad (10)$$

$$mc_t = \varphi \gamma g_t + (\varphi(1-\gamma) + \sigma \alpha) c_t + \left(\frac{(\varphi(1-\gamma) + \sigma \alpha)\alpha \omega}{\sigma(1-\alpha)}\right) q_t + \left(\frac{\sigma - \sigma \alpha}{1-\gamma}\right) (y_t^* - \gamma g_t^*) \quad (11)$$

Onde,  $\lambda = (1 - \theta)(1 - \beta \theta) / \theta$ ,  $\mu = \log[\varepsilon / (\varepsilon - 1)]$ ,  $\sigma_\alpha = \sigma / (1 - \alpha + \alpha \omega)$  e  $\omega = [\sigma \eta + (1 - \alpha)(\sigma \eta - 1)]$ .

A fim de gerar inércia na dinâmica inflacionária (indexação), optamos por modificar a regra de reajuste de Calvo, de modo que, aquelas firmas que não forem “sorteadas” para reajustar otimamente seus preços, o farão pela indexação a uma parcela  $\tau \in (0,1)$  da inflação (cheia) passada<sup>41</sup>. Essa extensão altera apenas o

<sup>41</sup> Areosa & Medeiros (2007) fazem modificação semelhante. No entanto, optam por uma indexação no índice de inflação dos bens domésticos. Aqui optamos pela indexação no índice de

lado da oferta (CPNK), enquanto as outras relações se mantêm. Temos a seguinte CPNK híbrida:

$$\pi_t - \tau\pi_{t-1} = \lambda\mu + \beta E_t(\pi_{t+1} - \tau\pi_t) + \lambda mc_t + \frac{\alpha}{1-\alpha}\Delta q_t - \frac{\alpha\beta}{1-\alpha}E_t(\Delta q_{t+1}) \quad (12)$$

Reorganizando:

$$\pi_t = (1 + \beta\tau)^{-1} \left[ \lambda\mu + \tau\pi_{t-1} + \beta E_t(\pi_{t+1}) + \lambda mc_t + \frac{\alpha}{1-\alpha}\Delta q_t + \frac{-\alpha\beta}{1-\alpha}E_t(\Delta q_{t+1}) \right] \quad (13)$$

Para completar o modelo temos, respectivamente, uma equação de Euler e a regra de juros:

$$c_t = \frac{1-\beta}{\beta\sigma} + E_t(c_{t+1}) - \frac{1}{\sigma}[r_t - E_t(\pi_{t+1})] \quad (14)$$

$$r_t = C_0 + C_1 r_{t-1} + C_2 [E_t(\pi_{t+1}) - \overline{\pi_{t+1}}] + C_3 mc_t + \varepsilon_{r,t} \quad (15)$$

Onde  $\varepsilon_{r,t}$  é um ruído branco. As variáveis exógenas seguem, por hipótese, uma dinâmica auto-regressiva<sup>42</sup>.

$$y_t^* = \sum_{k=1}^K C_{(16+k)} y_{t-k}^* + \varepsilon_{y^*,t} \quad (16)$$

$$g_t^* = \sum_{l=1}^L C_{(16+K+l)} g_{t-l}^* + \varepsilon_{g^*,t} \quad (17)$$

$$r_t^* = \sum_{m=1}^M C_{(16+K+L+m)} r_{t-m}^* + \varepsilon_{r^*,t} \quad (18)$$

$$\pi_t^* = \sum_{n=1}^N C_{(16+K+L+M+n)} \pi_{t-n}^* + \varepsilon_{\pi^*,t} \quad (19)$$

$$g_t = \sum_{p=1}^P C_{(16+K+L+M+N+p)} g_{t-p} + \varepsilon_{g,t} \quad (20)$$

---

inflação cheio. Primeiro, pois é mais simples. Segundo, porque os agentes não deveriam indexar seus preços ao índice de inflação doméstico, que sequer é conhecido.

<sup>42</sup> Em Furlanetto (2006), essas variáveis seguem um AR(1). Nesse trabalho deixaremos os dados falarem, e a ordem de dependência será dada pelos tradicionais Critérios de Informação e o teste LM.

Portanto, o modelo pode ser resumido pelas equações (8), (11), (13), (14), (15), (16), (17), (18), (19) e (20).

Em lugar de (11), vamos utilizar nas estimações a seguinte equação:

$$mc_t = \varphi\gamma g_t + (\varphi(1 - \gamma) + \sigma_\alpha)(tr_t + \tilde{c}_t) + \left(\frac{(\varphi(1-\gamma)+\sigma_\alpha)\alpha\omega}{\sigma(1-\alpha)}\right)q_t + \left(\frac{\sigma-\sigma_\alpha}{1-\gamma}\right)(y_t^* - \gamma g_t^*) \quad (21)$$

Onde dividimos o consumo das famílias, entre transferências do governo ( $tr$ ) e consumo das famílias ex-transferências ( $\tilde{c}$ ).

## 7.2.VARIÁVEIS UTILIZADAS NAS ESTIMAÇÕES

A tabela 5 abaixo resume as variáveis utilizadas nas estimações, bem como suas fontes.

**Tabela 5 Descrição das Variáveis Utilizadas nas Estimações**

Variável	Descrição	Fonte
$g$	Log do consumo do governo federal como proporção do PIB (acumulado 6 meses).	Orair & Gobetti(2010) e BCB
$tr$	Log das transferências do governo federal como proporção do PIB (acumulado 6 meses).	
$I$	Log do investimento do governo federal como proporção do PIB (acumulado 6 meses).	
$\pi$	Taxa de Inflação mensal, anualizada, medida pelo IPCA.	IBGE
$\pi^*$	Taxa de Inflação americana mensal, anualizada, medida pelo CPI.	FRED
$r^*$	Log da taxa dos FED-FUNDS anualizada.	
$\bar{\pi}$	Meta de inflação.	BCB
$r$	Log da taxa SELIC anualizada.	
$q$	Log da taxa de câmbio real efetiva (TCRE), corrigida pelo IPCA.	
$\tilde{c}$	Log do consumo trimestral das famílias, interpolado para obter dados mensais, descontando as transferências do governo federal (TR) e os salários dos servidores ativos, e dividido pelo PIB (acumulado 6 meses).	IBGE e Orair & Gobetti (2010)
$Y^*$	Produção industrial mundial (1ª dif.).	CPB
$mc$	Log da medida de custo marginal construída.	IBGE e BCB

## 7.3.ESTIMAÇÃO POR GMM

O sistema que vamos estimar é:<sup>43</sup>

$$q_t = -\{[r_t - E_t\pi_{t+1}] - [r_t^* - E_t(\pi_{t+1}^*)]\} + E_t(q_{t+1}) \quad (21)$$

<sup>43</sup> Na verdade, a equação (21) não tem coeficientes para serem estimados.

$$r_t = \mathbf{C}_0 + \mathbf{C}_1 r_{t-1} + \mathbf{C}_2 [E_t(\pi_{t+1}) - \overline{\pi_{t+1}}] + \mathbf{C}_3 mc_t + \varepsilon_{r,t} \quad (22)$$

$$mc_t = \mathbf{C}_4 g_t + \mathbf{C}_5 tr_t + \mathbf{C}_6 \tilde{c}_t + \mathbf{C}_7 q_t + \mathbf{C}_8 Y^* \quad (23)$$

$$\pi_t = \mathbf{C}_9 + \mathbf{C}_{10} \pi_{t-1} + \mathbf{C}_{11} E_t(\pi_{t+1}) + \mathbf{C}_{12} mc_t + \mathbf{C}_{13} \Delta q_t + \mathbf{C}_{14} E_t(\Delta q_{t+1}) \quad (24)$$

$$\tilde{c}_t = \mathbf{C}_{15} + E_t(\tilde{c}_{t+1}) + \mathbf{C}_{16} [r_t - E_t(\pi_{t+1})] \quad (25)$$

Defina  $z_{n,t}$ ,  $n = 1, \dots, 4$ , como os vetores de instrumentos disponíveis ao agente no período  $t$ . Então, o modelo nos garante as seguintes condições de ortogonalidade:

$$E_t[(r_t - \mathbf{C}_0 - \mathbf{C}_1 r_{t-1} - \mathbf{C}_2 [\pi_{t+1} - \overline{\pi_{t+1}}] - \mathbf{C}_3 mc_t) z_{1,t}] = 0 \quad (26)$$

$$E_t[(mc_t - \mathbf{C}_4 g_t - \mathbf{C}_5 tr_t - \mathbf{C}_6 \tilde{c}_t - \mathbf{C}_7 q_t - \mathbf{C}_8 Y^*) z_{2,t}] = 0 \quad (27)$$

$$E_t[(\pi_t - \mathbf{C}_9 - \mathbf{C}_{10} \pi_{t-1} - \mathbf{C}_{11} \pi_{t+1} - \mathbf{C}_{12} mc_t - \mathbf{C}_{13} \Delta q_t - \mathbf{C}_{14} \Delta q_{t+1}) z_{3,t}] = 0 \quad (28)$$

$$E_t[(\tilde{c}_t - \mathbf{C}_{15} - \tilde{c}_{t+1} - \mathbf{C}_{16} [r_t - \pi_{t+1}]) z_{4,t}] = 0 \quad (29)$$

Dado que os instrumentos são válidos, essas condições permitem que obtenhamos parâmetros consistentes e eficientes via GMM. Segundo Galí *et al.* (2001), virtualmente qualquer variável em  $t$  ou antes, seria um instrumento válido<sup>44</sup>. Porém, segundo eles, é conveniente escolhermos instrumentos em  $t - 1$  ou antes, pois podem haver erros de medida em algumas variáveis, mas que seriam não correlacionados com a informação passada. Além disso, nem toda informação poderia estar disponível aos agentes no momento em que formavam suas expectativas.

A princípio, quanto mais parcimoniosos formos ao escolher o número de instrumentos, menor será a probabilidade de viés, que ocorre potencialmente em pequenas amostras quando existem muitas restrições de sobre-identificação – veja Staiger & Stock (1997) ou Ogaki (1999, p. 33).

<sup>44</sup> No sentido de satisfazer a condição de exclusão (exogeneidade). Nada garante, no entanto, que esses instrumentos satisfaçam a condição de inclusão (potência).

Dito isso, vamos estimar o sistema acima utilizando como instrumentos as variáveis exógenas e apenas um *lag* de cada variável endógena, portanto, um sistema exatamente identificado (especificação 1). Sob essa especificação, estimaremos o sistema utilizando apenas o consumo público em  $g$ , (1a), o consumo + investimento em  $g$ , (1b), e o consumo público  $g$ , separado do investimento público  $I$ , (1c). A especificação 2 é idêntica, apenas acrescentamos alguns instrumentos adicionais, tornando o sistema sobre-identificado<sup>45</sup>.

Antes de apresentar os resultados, cabem três esclarecimentos importantes. Primeiramente, assim como Galí & Gertler (1999), Galí *et al* (2001) e boa parte da literatura, utilizamos, em lugar das variáveis de expectativa, a variável um período a frente – por exemplo, em vez de  $E_t(\pi_{t+1})$ , utilizamos  $\pi_{t+1}$  – o que nos garante, por construção, as condições de ortogonalidade. Contudo, no caso da inflação doméstica, para qual existe uma medida de expectativa, o leitor poderia se perguntar o por quê de não utilizarmos, como é comum em estudos para economia brasileira, a medida de expectativa de inflação divulgada no relatório Focus do BCB? A resposta é que essa variável tornaria inválidas as condições de ortogonalidade necessárias ao GMM. Estudos como o de Carvalho (2007), Guillén (2008), Kohlscheen (2010) e Chernavsky (2011), mostram que as expectativas da pesquisa Focus (mesmo o TOP 5) não podem ser consideradas racionais. Especificamente, os erros de previsão apresentam viés e autocorrelação serial (logo, **não** são ruído branco), além da expectativa de inflação ser correlacionada com o erro de previsão a cada período (portanto, os agentes **não** utilizam toda informação relevante de forma eficiente).

Segundo, optamos por usar uma medida de custo marginal, em vez do hiato do produto. De acordo com o modelo, o hiato corresponde a uma proporção (positiva) do custo marginal, e, portanto, do ponto de vista teórico, deveríamos ser indiferentes entre uma medida e outra. No entanto, como sugerem Galí & Gertler (1999) e Sbordone (2002), empiricamente o uso de medidas de hiato na CPNK tem se mostrado problemático, muitas vezes gerando coeficientes com sinais contrários ao predito pela teoria – maior pressão sobre a capacidade instalada gerando menos inflação. Segundo Rudd & Whelan (2007, p.159),

<sup>45</sup> Em  $z_1$  adicionamos  $mc_{t-2}$ , em  $z_2$  adicionamos  $q_{t-2}$  e em  $z_3$  adicionamos  $\pi_{t-2}$ .

*“Typically, these researchers criticize traditional measures of the output gap on the grounds that naïve detrending procedures assume that potential GDP evolves smoothly over time. In theory, however, changes in potential output will be affected by many kinds of shocks, and so could fluctuate significantly (and stochastically) from period to period. Moreover, even if potential GDP could be characterized by a relatively smooth trend, there may be little agreement over how, precisely, to estimate this trend component.”*

Por fim, note que utilizamos a produção industrial mundial como *proxy* para o produto mundial, e omitimos o gasto público do resto do mundo ( $g^*$ ) devido à inexistência de uma estimativa adequada em frequência mensal. Essa omissão, contudo, provavelmente não acarreta problemas relevantes de viés, na medida em que as variáveis domésticas, na prática, devem ser pouco sensíveis à  $g^*$ .

### 7.3.1.RESULTADOS DO GMM

A tabela 6 abaixo reporta os resultados da estimação do sistema composto por (22), (23), (24) e (25). Primeiro, vale notar que os resultados dentro de cada especificação (1 e 2) são muito parecidos. No entanto, alguns são contra-intuitivos. Por exemplo, a resposta da taxa de juros a um aumento do custo marginal é negativa ( $C_3 < 0$ )<sup>46</sup>. Outros coeficientes com sinal contrário ao esperado são  $C_5$  e  $C_8$ .

Porém, o que mais chama atenção são as diferenças entre os resultados da especificação 1 com relação a 2. A mera inclusão de 3 instrumentos adicionais, ainda que não altere a estimativa pontual dos coeficientes, revela que a estimação do sistema é muito sensível. A falta de robustez não se dá apenas na inclusão de instrumentos, mas também na troca de alguns<sup>47</sup>. Salta aos olhos o valor negativo

<sup>46</sup> Esse resultado é robusto, mesmo utilizando o custo marginal um período defasado ou adiantado. Os resultados utilizando hiato do produto, via filtro HP, são ainda mais problemáticos.

<sup>47</sup> Evidentemente, não se espera que, na troca de instrumentos, os resultados sejam iguais (principalmente em pequenas amostras). No entanto, as alterações encontradas são significativas.

do  $R^2$  da CPNK (equação 24), além do p-valor do teste  $J$ , que rejeita a hipótese de que as restrições de sobre-identificação sejam válidas. De fato, seja estimando conjuntamente (no sistema), ou separadamente, a CPNK é a relação mais sensível a escolha de instrumentos, mesmo que eles tenham potências parecidas (condição de inclusão)<sup>48</sup>. Até na especificação mais simples (sistema exatamente identificado), nenhum coeficiente é estatisticamente significativo – mas, se fizermos um “*instrument mining*”<sup>49</sup>, conseguimos chegar a resultados coerentes com a literatura.

Concomitante à falta de robustez e razoabilidade dos coeficientes estimados, os resultados obtidos fazem com que o modelo não tenha solução analítica, e por isso, não foi possível gerar as respostas impulsivas. À primeira vista, esses resultados podem parecer surpreendentes. Contudo, como veremos (sucintamente) a seguir, existem alguns motivos para suspeitar do estimador GMM nessas circunstâncias.

**Tabela 6 Estimação do Sistema {(22),(23),(24),(25)} por GMM**

<b>Coeficientes</b>	<b>(1a)</b>	<b>(1b)</b>	<b>(1c)</b>	<b>(2a)</b>	<b>(2b)</b>	<b>(2c)</b>
$C_0$	10.53** (4.37)	10.53** (4.37)	10.53** (4.37)	12.27*** (4.05)	12.27*** (4.05)	12.27*** (4.07)
$C_1$	1.05*** (0.04)	1.05*** (0.04)	1.05*** (0.04)	1.06*** (0.03)	1.06*** (0.03)	1.06*** (0.03)
$C_2$	1.18*** (0.26)	1.18*** (0.26)	1.18*** (0.26)	1.25*** (0.27)	1.25*** (0.27)	1.25*** (0.27)
$C_3$	-0.90** (0.37)	-0.90** (0.37)	-0.90** (0.37)	-1.05*** (0.35)	-1.05*** (0.35)	-1.05*** (0.35)
$C_4$	0.15** (0.07)	0.09 (0.06)	0.33*** (0.13)	0.14* (0.08)	0.08 (0.06)	0.27** (0.14)

<sup>48</sup> Os problemas persistem mesmo quando utilizamos como medida de inflação o IPCA preços livres ou medidas de núcleo.

<sup>49</sup> Em analogia à “*data mining*”, processo (repudiável) no qual o pesquisador, a fim de confirmar alguma tese, sai à procura dos dados que o favoreçam, ainda que sejam os únicos.

$C_5$	-0.32*** (0.12)	-0.28** (0.13)	-0.30** (0.13)	-0.29** (0.12)	-0.25** (0.13)	-0.27** (0.13)
$I$	-	-	-0.04 (0.03)	-	-	-0.03 (0.03)
$C_6$	0.54* (0.30)	0.66** (0.30)	0.27 (0.37)	0.60** (0.28)	0.72*** (0.28)	0.41 (0.33)
$C_7$	0.43 (0.51)	0.50 (0.52)	0.23 (0.61)	0.59 (0.38)	0.67* (0.39)	0.46 (0.44)
$C_8$	-1.18** (0.50)	-1.29*** (0.53)	-1.06*** (0.43)	-1.16*** (0.45)	-1.27*** (0.48)	-1.07*** (0.40)
$C_9$	2.75 (10.28)	2.75 (10.29)	2.75 (10.29)	3.08 (3.98)	3.08 (3.97)	3.08 (3.97)
$C_{10}$	0.59 (0.90)	0.59 (0.90)	0.59 (0.90)	0.62** (0.26)	0.62** (0.26)	0.62** (0.25)
$C_{11}$	0.58 (0.37)	0.58 (0.37)	0.58 (0.37)	0.57* (0.30)	0.57* (0.30)	0.57* (0.30)
$C_{12}$	-0.24 (0.89)	-0.24 (0.89)	-0.24 (0.89)	-0.27 (0.34)	-0.27 (0.34)	-0.27 (0.34)
$C_{13}$	0.42 (2.66)	0.42 (2.66)	0.42 (2.66)	0.35 (0.90)	0.35 (0.90)	0.35 (0.90)
$C_{14}$	0.56 (8.69)	0.56 (8.69)	0.56 (8.69)	0.83 (1.99)	0.83 (1.99)	0.83 (2.00)
$C_{15}$	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
$C_{16}$	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
$R^2$ equação (22)	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97
$R^2$ equação (23)	0.50	0.46	0.57	0.39	0.32	0.50
$R^2$ equação (24)	0.33	0.33	0.33	-1.42	-1.53	-1.47
$R^2$ equação (25)	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95
P-Valor(Estatística J)	-	-	-	0.07	0.07	0.05

Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed Newey-West (4), No prewhitening, HAC.

\*\*\*, \*\* e \*, denotam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Desvio-padrão entre parênteses.

### 7.3.2. PROBLEMAS DO ESTIMADOR GMM

Os distintos métodos de estimação estão sujeitos a diversas dificuldades. Abaixo vamos explorar alguns problemas potenciais do estimador GMM, sob a hipótese que o modelo é “correto”, ou seja, não sofre de problemas de especificação.

Naturalmente, propriedades assintóticas como consistência e eficiência são desejáveis a qualquer estimador. A teoria assintótica, no entanto, pode não fornecer uma aproximação adequada na prática, quando lidamos com amostras pequenas – como é nosso caso. Certamente o reduzido número de observações é uma limitação importante, principalmente para o estimador GMM. Hall (2005, pp. 217-231) faz uma revisão detalhada de mais de 10 artigos, sob diferentes contextos, que avaliam por meio de simulação os problemas do GMM em pequenas amostras. Muitas dessas dificuldades são específicas ao modelo estudado, porém o que esses artigos (em comum) nos ensinam é que a qualidade da aproximação assintótica em pequenas amostras depende, entre outras coisas, do número de restrições de sobre-identificação e da qualidade dos instrumentos. O primeiro aspecto diz respeito à quantidade de instrumentos a mais que o número de variáveis endógenas. O segundo, ao grau de correlação entre os instrumentos e as variáveis endógenas incluídas. Esses problemas são teoricamente distintos, porém a presença de um dramatiza ainda mais o outro. Além disso, vale notar que não são exclusivos de estudos com pequena amostra, ainda que se tornem mais relevantes nesse contexto – cf. Bound *et al* (1995), *apud* Stock, Wright & Yogo (2002).

Com relação ao grau de sobre-identificação, note que a escolha do número de instrumentos envolve um *trade-off*:

*“On the one hand, we would like to obtain estimates that are as efficient as possible asymptotically. On the other, we would like to obtain estimates that have as small a finite-sample*

*bias as possible. Unfortunately, these objects turn out to conflict with each other.*” Davidson & MacKinnon (1993, p. 219)

Optamos por ser parcimoniosos no número de instrumentos, em particular se comparado com a quantidade comumente utilizada na literatura<sup>50</sup>.

A possível perda de eficiência, devido à menor **quantidade** de instrumentos, pode, em tese, ser compensada pela maior **qualidade** dos instrumentos. Contudo, a prática usual de utilizar como instrumentos defasagens das variáveis endógenas, ainda que teoricamente possa satisfazer condições de ortogonalidade análogas à (26), (27), (28) e (29), não garante a qualidade dos instrumentos. Esse tipo de problema, conhecido como identificação fraca (*weak identification*), é bem documentado na literatura. Segundo Stock, Wright & Yogo (2002, p. 518):

*“Empirical researchers often confront weak instruments. Finding exogenous instruments is hard work, and the features that make an instrument plausibly exogenous, such as occurring sufficiently far in the past to satisfy a first-order condition nor the as-if random coincidence that lies behind a quasi-experiment, can also work to make the instrument weak.”*

*“If instruments are weak, then the sampling distributions of GMM and IV statistics are in general nonnormal, and standard GMM and IV point estimates, hypothesis tests, and confidence intervals are unreliable.”*

Tipicamente, a qualidade dos instrumentos é medida pelo  $R^2$  e pela estatística  $F$  na regressão de primeiro estágio. Quanto menores forem esses indicadores, mais fraca é a identificação. Reportamos esses indicadores, para cada equação e cada especificação (1 e 2), na tabela 8 do apêndice. Podemos notar que os conjuntos de instrumentos, em geral, servem relativamente bem às variáveis endógenas. Falham, contudo, no caso das variáveis de câmbio, bastante relevantes

---

<sup>50</sup> Veja Hall (2005).

neste trabalho, para as quais tem baixíssimo poder. Talvez isso se deva à frequência (mensal) dos dados, afinal, quanto maior a frequência, mais a taxa de câmbio se aproxima de um passeio aleatório.

Existe ainda outro problema, relacionado ao poder do teste  $J$ . Por meio de simulações de Monte Carlo, Mavroeidis (2005, pp. 439-440) mostrou que o teste  $J$ , em pequenas amostras, tem baixo poder. Ademais, o poder se reduz ainda mais com a inclusão de muitos instrumentos e dependendo do tipo de correção para autocorrelação serial e heterocedasticidade (HAC) utilizada. Isso significa que o teste  $J$  rejeita menos do que deveria a hipótese nula de que as restrições de sobre-identificação sejam válidas. Ou, de maneira mais informal, o teste  $J$  aceita mais facilmente a validade das condições de momento do modelo. Note, contudo, que com apenas 3 instrumentos adicionais, o teste  $J$  já rejeitava a hipótese nula na nossa estimação. Portanto, o baixo poder do teste  $J$  sugere que o problema com nossas condições de momentos é ainda mais dramático do que parece. Em suma, a estimação sofre devido ao pequeno número de observações, estimação muito sensível à sobre-identificação e por problemas de identificação fraca nas variáveis de câmbio.

### **7.3.3. ESTIMAÇÃO POR FACTOR-GMM**

Como vimos acima, na seção **VII.3**, virtualmente qualquer variável em  $t - 1$  ou antes, satisfaz às condições de ortogonalidade. A fim de ganhar eficiência, deveríamos utilizar todos os (“infinitos”) instrumentos disponíveis. Contudo, em **VII.3.2** discutimos os problemas advindos de muitas restrições de sobre-identificação, principalmente em pequenas amostras. Portanto, idealmente gostaríamos de utilizar poucos instrumentos, porém bastante informativos. Uma maneira potencial de fazer isso é extraíndo instrumentos pelo Método dos Componentes Principais, mediante algum critério de seleção – veja Kapetanios & Marcellino (2010).

Grosso modo, o Método dos Componentes Principais consiste em calcular a matriz de variância-covariância de uma base de dados, contendo, possivelmente, centenas de variáveis, e decompô-la em relação aos seus autovetores e autovalores. Mediante essa decomposição, criam-se novas “variáveis”

descorrelacionadas entre si e ordenadas por variância. Ou seja, o primeiro componente principal (ou fator) é aquele que sozinho capta a maior parte da dinâmica de toda a base de dados original, e, ao mesmo tempo, é ortogonal aos outros fatores. Analogamente, o segundo fator é ortogonal a todos os outros, e o segundo melhor a capturar a variância da série original. Esse método permite que, mediante poucas variáveis (fatores), aproveitemos informações advindas de grandes bases de dados.

Dito isso, em vez de utilizar centenas de instrumentos e sofrer os problemas aventados anteriormente, podemos utilizar apenas alguns fatores e ainda assim usufruir de boa parte da informação contida naquelas centenas de instrumentos. Chamamos de *Factor-GMM*, o estimador de GMM utilizando fatores como instrumentos – Beyer *et al.* (2008)<sup>51</sup>.

Nesse trabalho, extraímos os fatores de uma base com 116 diferentes variáveis econômicas, relacionadas a preços, agregados monetários, crédito, vendas, emprego, utilização da capacidade instalada, atividade, etc. A princípio, poderíamos utilizar uma base ainda maior, porém, como notam Boivin & Ng (2006, p.189), “*Our results nonetheless suggest that sample size alone does not determine the properties of the estimates. The quality of the data must be taken into account.*” Dessa forma, preferimos não expandir muito a amostra e evitar inserir dados pouco informativos.

Note, porém, que esses fatores também devem atender às condições de exclusão e inclusão necessárias a qualquer instrumento. Como eles são potencialmente endógenos, utilizamos como instrumento os fatores defasados um período. Além disso, a fim de obter fatores fortemente correlacionados com as variáveis endógenas, seguimos os procedimentos adotados em Figueiredo (2010), em particular, efetuamos testes de causalidade de Granger<sup>52</sup> de todas 116 variáveis com respeito a cada uma das endógenas. Dessa forma, utilizamos apenas aquelas

---

<sup>51</sup> Esses autores estimam um sistema composto pela CPNK híbrida, uma IS e uma regra de juros, utilizando *Factor-GMM*, e o resultado é um ganho substancial de eficiência.

<sup>52</sup> A despeito da nomenclatura, na Causalidade de Granger testa-se a hipótese nula de que uma determinada variável X não ajuda a prever outra Y, controlando por defasagens de Y. Em outras palavras, trata-se de um teste de capacidade preditiva, ou precedência temporal.

variáveis nas quais rejeitamos, à 10% ou menos, a hipótese nula de que elas não Granger-causam determinada endógena. Portanto, a partir da base original, obtivemos, para cada uma das endógenas, uma base diferente (mais informativa). Além disso, ainda de acordo com Figueiredo (2010, p. 24), aplicamos os seguintes procedimentos:

*“1) Logarithms are taken of all nonnegative series and series characterized by percentage changes, shares or rates such as unemployment and interest rates are transformed in the following way:  $\ln(1+x/100)$ ;*

*2) The series are transformed to account for stochastic or deterministic trends using Augmented Dickey-Fuller unit root test<sup>53</sup>;*

*3) All series are tested for seasonality that consists of regressing each variable against eleven monthly indicator variables and if the F-Test on those eleven coefficients is significant at the 10% level of significance, the series is seasonally adjusted using X-12 program; and*

*4) Finally, in order to avoid scaling effects, the variables are transformed into series with zero means and unit variance.”*

Após todos esses artificios, aplicamos o Método dos Componentes Principais e retiramos alguns fatores específicos para cada uma das endógenas.

Os resultados, reportados na tabela 7 abaixo, são qualitativamente bastante parecidos com o do estimador GMM clássico. Não há robustez, alguns coeficientes não são críveis, coeficientes de determinação ( $R^2$ ) negativos e rejeição do teste  $J$ . Note que nesse caso, o canal de impacto das variáveis fiscais sequer existe ( $C_4$ ,  $C_5$  e  $I$  são estatisticamente iguais a zero).

---

<sup>53</sup> Utilizamos também o teste PP, que coincidiu com o ADF.

Tabela 7 Estimação do Sistema {(22),(23),(24),(25)} por *Factor-GMM*

<b>Coefficientes</b>	<b>(1a)</b>	<b>(1b)</b>	<b>(1c)</b>	<b>(2a)</b>	<b>(2b)</b>	<b>(2c)</b>
$C_0$	19.24 (4.37)	19.24 (13.71)	19.24 (13.71)	13.69** (5.97)	13.69** (5.97)	13.69** (6.07)
$C_1$	1.16*** (0.13)	1.16*** (0.13)	1.16*** (0.13)	1.11*** (0.07)	1.11*** (0.07)	1.11*** (0.07)
$C_2$	1.23*** (0.47)	1.23*** (0.47)	1.23*** (0.47)	1.03*** (0.23)	1.03*** (0.23)	1.03*** (0.23)
$C_3$	-1.64 (1.16)	-1.64 (1.16)	-1.64 (1.16)	-1.17** (0.51)	-1.17** (0.51)	-1.17** (0.51)
$C_4$	-2.72 (5.44)	-0.83 (0.73)	4.39 (6.10)	-0.07 (0.16)	-0.09 (0.12)	0.09 (0.28)
$C_5$	5.34 (10.97)	2.22 (2.05)	-3.39 (4.56)	0.12 (0.30)	0.22 (0.28)	-0.09 (0.27)
$I$	-	-	-0.58 (0.83)	-	-	-0.01 (0.04)
$C_6$	15.98 (28.94)	7.02 (4.81)	-12.74 (19.87)	1.67** (0.71)	1.86*** (0.61)	1.04 (0.84)
$C_7$	2.14 (4.18)	1.21 (1.13)	-1.44 (2.88)	0.88*** (0.27)	0.94*** (0.26)	0.69*** (0.24)
$C_8$	-20.76 (36.81)	-9.39 (6.21)	13.77 (22.99)	-2.40*** (0.96)	-2.63*** (0.89)	-1.71* (0.98)
$C_9$	-0.17 (9.78)	-0.17 (9.78)	-0.17 (9.78)	-0.78 (1.80)	-0.78 (1.79)	-0.78 (1.79)
$C_{10}$	-1.78 (7.01)	-1.78 (7.01)	-1.78 (7.01)	0.12 (0.33)	0.12 (0.33)	0.12 (0.34)
$C_{11}$	3.41 (9.05)	3.41 (9.05)	3.41 (9.05)	0.98** (0.41)	0.98** (0.41)	0.98** (0.42)
$C_{12}$	0.01 (0.85)	0.01 (0.85)	0.01 (0.85)	0.07 (0.16)	0.07 (0.16)	0.07 (0.16)
$C_{13}$	-5.36 (17.01)	-5.36 (17.01)	-5.36 (17.01)	-0.40 (0.89)	-0.40 (0.89)	-0.40 (0.92)
$C_{14}$	3.49 (12.57)	3.49 (12.57)	3.49 (12.57)	-0.19 (0.79)	-0.19 (0.80)	-0.19 (0.81)
$C_{15}$	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
$C_{16}$	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
$R^2$ equação (22)	0.95	0.95	0.95	0.98	0.98	0.92

$R^2$ equação (23)	-30.89	-5.36	-18.04	-0.10	-0.18	0.27
$R^2$ equação (24)	-12.73	-12.73	-12.73	0.55	0.61	0.58
$R^2$ equação (25)	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95
P-Valor (Estatística J)	-	-	-	0.01	0.01	0.01

Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed Newey-West (4), No prewhitening, HAC.

\*\*\*, \*\* e \*, denotam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Desvio-padrão entre parênteses.

Como discutido acima, esperávamos obter instrumentos com maior poder explicativo através da metodologia utilizada para se extrair os fatores. O resultado sobre o poder dos instrumentos, como podemos ver na tabela 9 do apêndice, é ambíguo. Em alguns casos o poder aumentou, em outros não. De qualquer forma, nos casos em que o poder diminuiu, os instrumentos ainda continuaram sendo bons. Com relação ao poder para as variáveis de câmbio, ainda que melhor do que antes, continua bastante ruim, logo, o problema de identificação fraca persiste.

## 7.4.PODER DOS INSTRUMENTOS

Tabela 8

Poder dos Instrumentos (Defasagens)

	$(\pi_{t+1} - \overline{\pi_{t+1}})$		$mc_t$		$\tilde{c}_t$		$\pi_{t+1}$		$\Delta q_t$		$\Delta q_{t+1}$		$(r_t - \pi_{t+1})$	
	R <sup>2</sup>	F-stat / P-Value	R <sup>2</sup>	F-stat / P-Value	R <sup>2</sup>	F-stat / P-Value	R <sup>2</sup>	F-stat / P-Value	R <sup>2</sup>	F-stat / P-Value	R <sup>2</sup>	F-stat / P-Value	R <sup>2</sup>	F-stat / P-Value
(22) 1a	0.37	21.48 / 0.00	0.73	97.48 / 0.00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2a	0.39	17.06 / 0.00	0.73	71.15 / 0.00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(23) 1a	-	-	-	-	0.96	498.51 / 0.00	-	-	0.09	2.16 / 0.06	-	-	-	-
2a	-	-	-	-	0.96	411.89 / 0.00	-	-	0.10	1.83 / 0.10	-	-	-	-
(24) 1a	-	-	0.74	60.01 / 0.00	-	-	0.53	24.08 / 0.00	0.14	3.34 / 0.01	0.05	1.10 / 0.37	-	-
2a	-	-	0.76	55.46 / 0.00	-	-	0.55	21.12 / 0.00	0.14	2.78 / 0.02	0.06	1.05 / 0.40	-	-
(25) 1a	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.97	3488.80 / 0.00
2a	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.97	3488.80 / 0.00

Tabela 9

## Poder dos Instrumentos (Fatores)

		$(\pi_{t+1} - \overline{\pi_{t+1}})$		$mc_t$		$\tilde{c}_t$		$\pi_{t+1}$		$\Delta q_t$		$\Delta q_{t+1}$		$(r_t - \pi_{t+1})$	
		R <sup>2</sup>	F-stat / P-Value	R <sup>2</sup>	F-stat / P-Value	R <sup>2</sup>	F-stat / P-Value	R <sup>2</sup>	F-stat / P-Value	R <sup>2</sup>	F-stat / P-Value	R <sup>2</sup>	F-stat / P-Value	R <sup>2</sup>	F-stat / P-Value
(22)	1a	0.53	39.51 / 0.00	0.56	46.54 / 0.00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	2a	0.53	29.58 / 0.00	0.70	63.31 / 0.00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(23)	1a	-	-	-	-	0.63	36.22 / 0.00	-	-	0.19	5.05 / 0.00	-	-	-	-
	2a	-	-	-	-	0.73	46.47 / 0.00	-	-	0.23	5.16 / 0.00	-	-	-	-
(24)	1a	-	-	0.71	51.34 / 0.00	-	-	0.55	25.88 / 0.00	0.25	7.05 / 0.00	0.16	4.07 / 0.00	-	-
	2a	-	-	0.72	45.98 / 0.00	-	-	0.55	21.36 / 0.00	0.26	6.02 / 0.00	0.17	3.58 / 0.00	-	-
(25)	1a	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.97	3488.80 / 0.00
	2a	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.97	3488.80 / 0.00

## 7.5.VAR

### 7.5.1.TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E COINTEGRAÇÃO

**Tabela 10 Testes Phillips-Perron (PP) e Augmented Dickey-Fuller (ADF) de Raiz Unitária**

	LOG(G_SA)	LOG(TR_SA)	LOG(I_SA)	LOG(T_SA)	LOG(PIB_SA)	LOG(IPCA)	LOG(SELIC)	LOG(TCRE)
ADF test statistic*	0.761	1.00	0.943	0.859	0.989	0.861	0.112	0.782
PP test statistic*	0.225	0.203	0.171	0.282	0.973	0.792	0.509	0.772

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**Tabela 11 Teste de Cointegração de Johansen**

Sample:2002M01 2011M08					
Included observations: 113					
Series: LOG(G_SA) LOG(I_SA) LOG(PIB_SA) LOG(TR_SA) LOG(IPCA) LOG(T_SA) LOG(SELIC) LOG(TCRE)					
Lags interval: 1 to 2					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	6	6	4	5	6
Max-Eig	5	4	4	2	5

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

## 7.5.2.CRITÉRIOS DE INFORMAÇÃO

**Tabela 12**

Critérios de Informação para Seleção do N° de Defasagens

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
	744.3208	NA	4.04E-15	-13.27856	-12.93486	-13.13916
	1547.1	1474.194	4.52E-21	-26.98364	<b>-25.43700*</b>	-26.35631
	1659.952	<b>192.8751*</b>	<b>1.43e-21*</b>	<b>-28.14459*</b>	-25.39501	<b>-27.02934*</b>
	1696.586	57.94812	1.85E-21	-27.91975	-23.96723	-26.31659
	1738.776	61.36667	2.21E-21	-27.79592	-22.64046	-25.70484

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

### 7.5.3. ESTIMAÇÃO DO VAR(2)

**Tabela 13 Resultados da Estimação do VAR(2)**

Vector Autoregression Estimates

Date: 07/21/12 Time: 18:14

Sample (adjusted): 2002M03 2011M08

Included observations: 114 after adjustments

Standard errors in ( )

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 1012742/CA

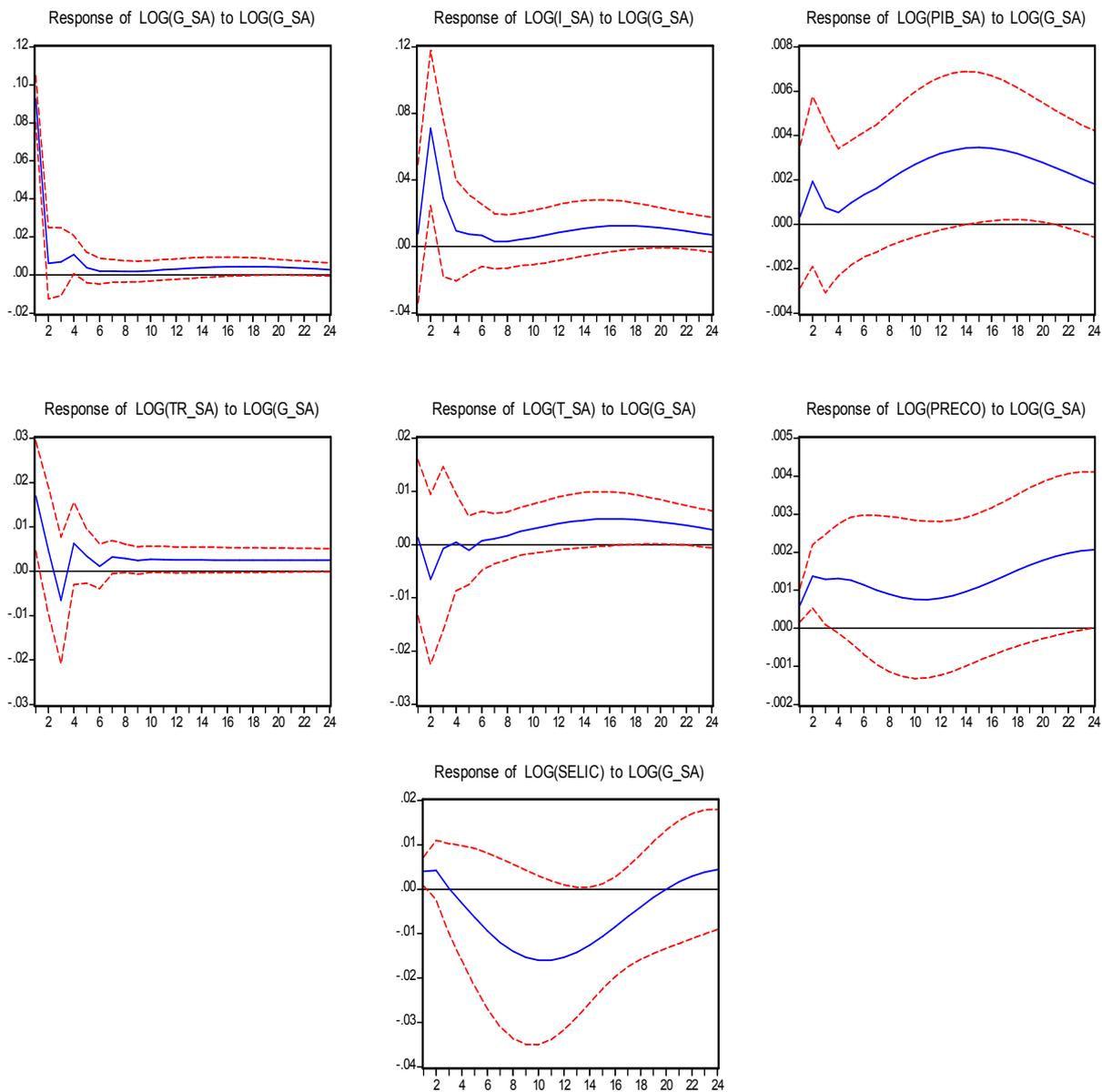
	LOG(G_SA)	LOG(I_SA)	LOG(PIB_SA)	LOG(TR_SA)	LOG(T_SA)	LOG(PRECO)	LOG(SELIC)	LOG(TCRE)
(G_SA(-1))	0.098 (0.102)	0.763 (0.246)	0.006 (0.019)	0.145 (0.074)	-0.149 (0.087)	0.005 (0.003)	-0.038 (0.019)	-0.082 (0.037)
(G_SA(-2))	0.009 (0.110)	0.138 (0.266)	0.000 (0.020)	-0.063 (0.080)	-0.065 (0.093)	-0.004 (0.003)	-0.050 (0.021)	0.007 (0.040)
(I_SA(-1))	0.049 (0.041)	-0.033 (0.098)	-0.010 (0.008)	0.068 (0.030)	0.005 (0.035)	0.000 (0.001)	0.000 (0.008)	-0.011 (0.015)
(I_SA(-2))	0.080 (0.039)	0.123 (0.094)	0.006 (0.007)	-0.022 (0.028)	0.022 (0.033)	0.002 (0.001)	0.009 (0.007)	0.000 (0.014)
(PIB_SA(-1))	0.453 (0.548)	-0.910 (1.317)	0.432 (0.101)	0.104 (0.397)	0.546 (0.463)	-0.001 (0.014)	-0.110 (0.104)	-0.135 (0.197)
LOG(PIB_SA(-2))	0.355 (0.518)	-1.642 (1.246)	0.109 (0.096)	0.377 (0.375)	0.608 (0.438)	0.012 (0.013)	0.159 (0.098)	0.216 (0.186)
LOG(TR_SA(-1))	-0.141 (0.138)	-0.469 (0.331)	0.029 (0.025)	-0.390 (0.100)	0.241 (0.116)	-0.003 (0.004)	0.004 (0.026)	0.036 (0.049)
LOG(TR_SA(-2))	0.010 (0.140)	0.278 (0.336)	0.019 (0.026)	-0.202 (0.101)	0.151 (0.118)	0.003 (0.004)	0.002 (0.027)	0.024 (0.050)
LOG(T_SA(-1))	0.087 (0.122)	0.322 (0.293)	0.033 (0.023)	0.107 (0.088)	-0.093 (0.103)	0.006 (0.003)	0.023 (0.023)	0.016 (0.044)
LOG(T_SA(-2))	0.007 (0.123)	0.506 (0.297)	0.001 (0.023)	0.097 (0.089)	-0.206 (0.104)	0.006 (0.003)	0.004 (0.023)	-0.019 (0.044)
LOG(PRECO(-1))	0.996	11.017	0.892	-1.455	1.389	1.474	1.120	-0.086

	(3.406)	(8.193)	(0.630)	(2.469)	(2.882)	(0.088)	(0.647)	(1.223)
LOG(PRECO(-2))	-0.633	-7.868	-0.718	2.530	-1.369	-0.507	-1.148	-0.035
	(3.263)	(7.848)	(0.603)	(2.365)	(2.761)	(0.084)	(0.619)	(1.171)
LOG(SELIC(-1))	-0.401	1.106	0.056	-0.476	0.524	-0.001	1.769	0.060
	(0.343)	(0.825)	(0.063)	(0.249)	(0.290)	(0.009)	(0.065)	(0.123)
LOG(SELIC(-2))	0.331	-1.635	-0.104	0.445	-0.535	0.000	-0.817	-0.066
	(0.363)	(0.874)	(0.067)	(0.263)	(0.308)	(0.009)	(0.069)	(0.130)
LOG(TCRE(-1))	-0.039	-0.928	0.022	-0.010	0.064	0.024	-0.010	1.168
	(0.272)	(0.655)	(0.050)	(0.197)	(0.230)	(0.007)	(0.052)	(0.098)
LOG(TCRE(-2))	0.299	0.881	-0.101	-0.024	-0.191	-0.016	0.034	-0.237
	(0.299)	(0.720)	(0.055)	(0.217)	(0.253)	(0.008)	(0.057)	(0.107)
C	-5.323	4.917	4.030	1.185	-1.768	-0.146	-0.267	0.122
	(4.139)	(9.956)	(0.765)	(3.000)	(3.502)	(0.107)	(0.786)	(1.486)
R-squared	0.854	0.873	0.989	0.920	0.887	1.000	0.997	0.983
Adj. R-squared	0.828	0.851	0.988	0.905	0.868	1.000	0.997	0.980
sq. resids	0.822	4.756	0.028	0.432	0.589	0.001	0.030	0.106
equation	0.093	0.223	0.017	0.067	0.078	0.002	0.018	0.033
atistic	32.926	38.877	527.017	64.607	44.535	27637.210	1927.208	333.149
an								
endent	8.892	6.469	11.885	9.596	10.404	4.958	-1.946	4.483
. dependent	0.223	0.576	0.153	0.218	0.215	0.154	0.300	0.237

### 7.5.4. RESPOSTA IMPULSIONAL DO VAR(2)

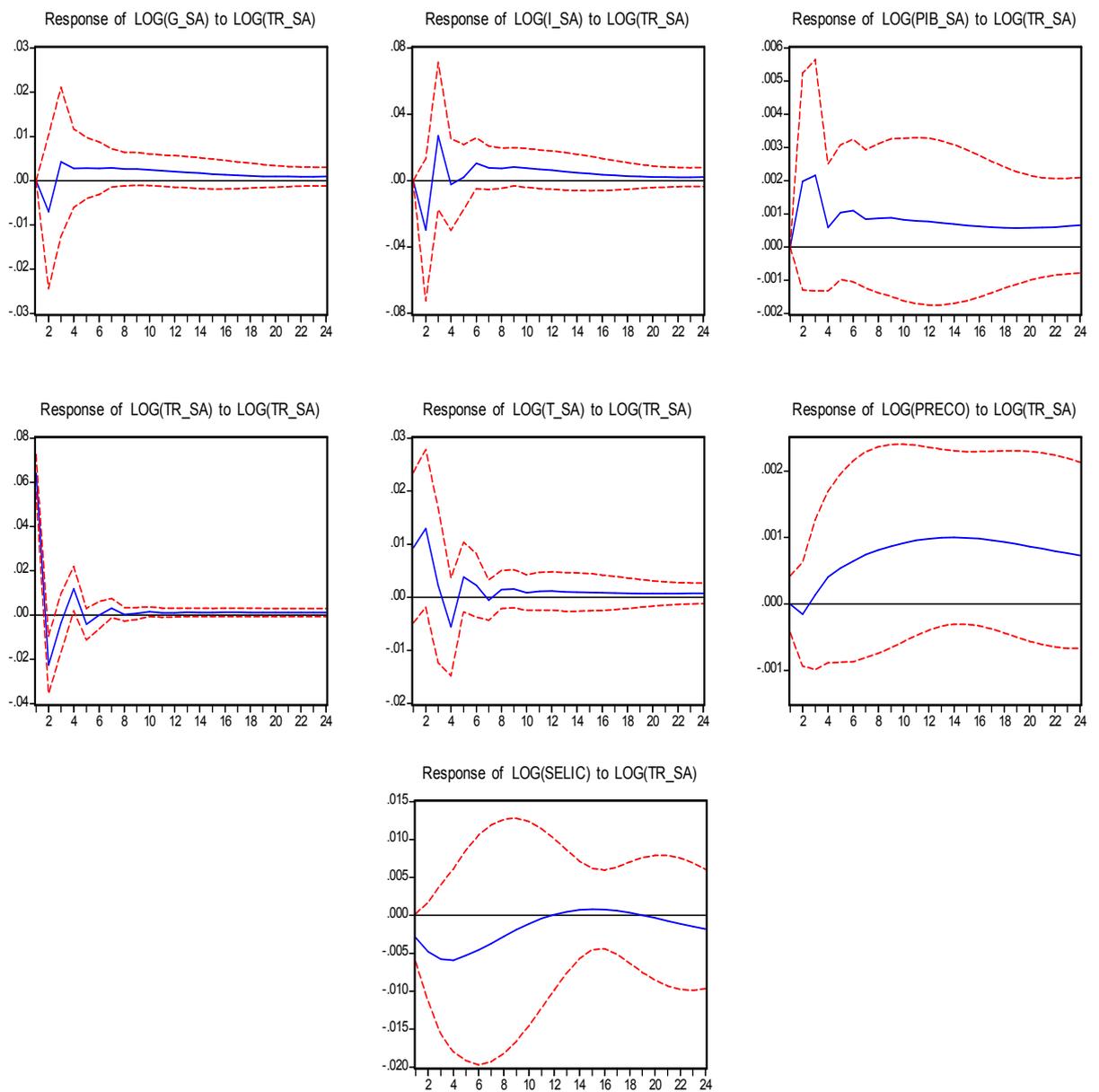
**Figura 8 Resposta ao Choque no Consumo do Governo**

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



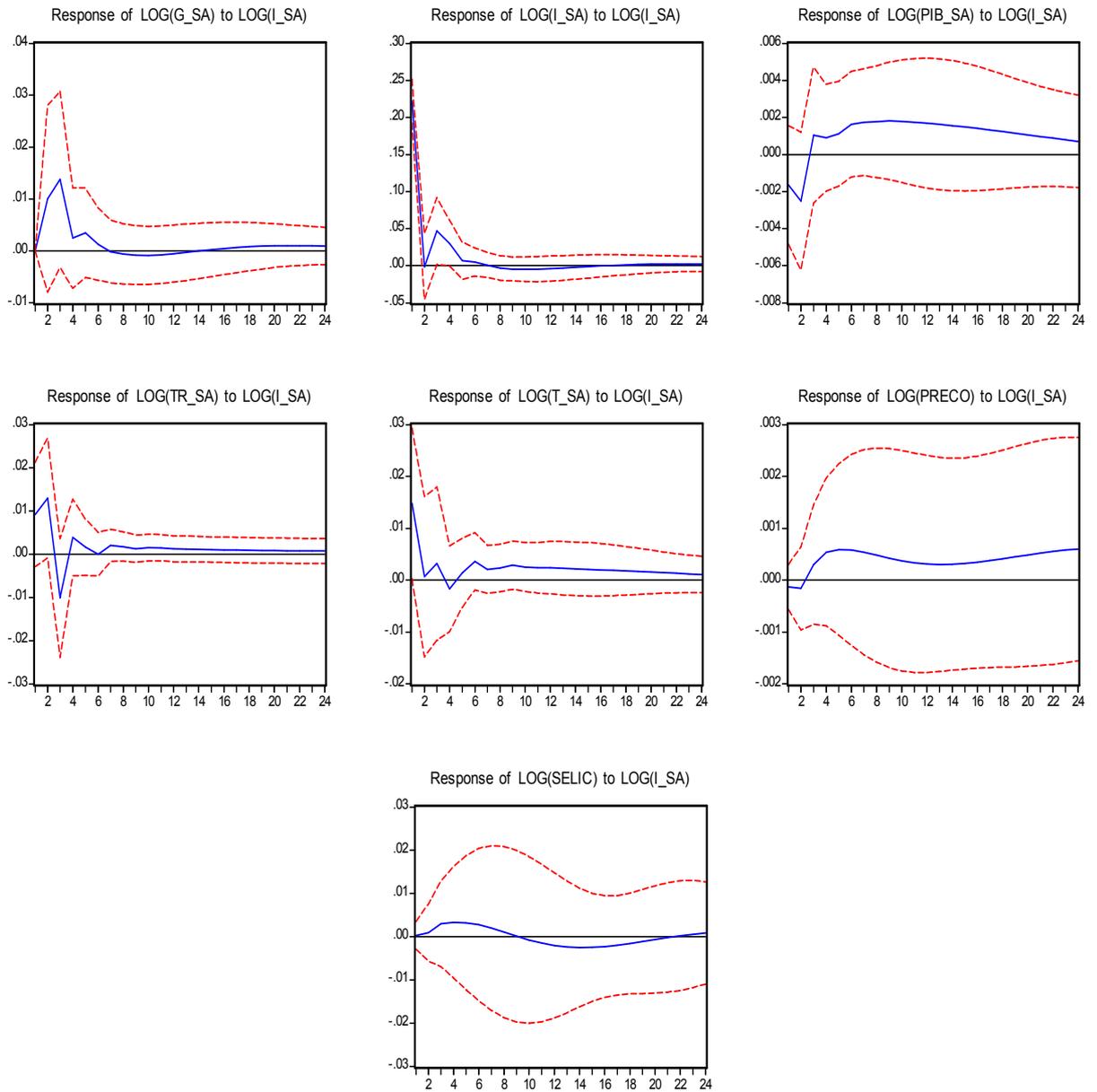
**Figura 9 Resposta ao Choque nas Transferências do Governo**

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



### Figura 10 Resposta ao Choque no Investimento do Governo

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

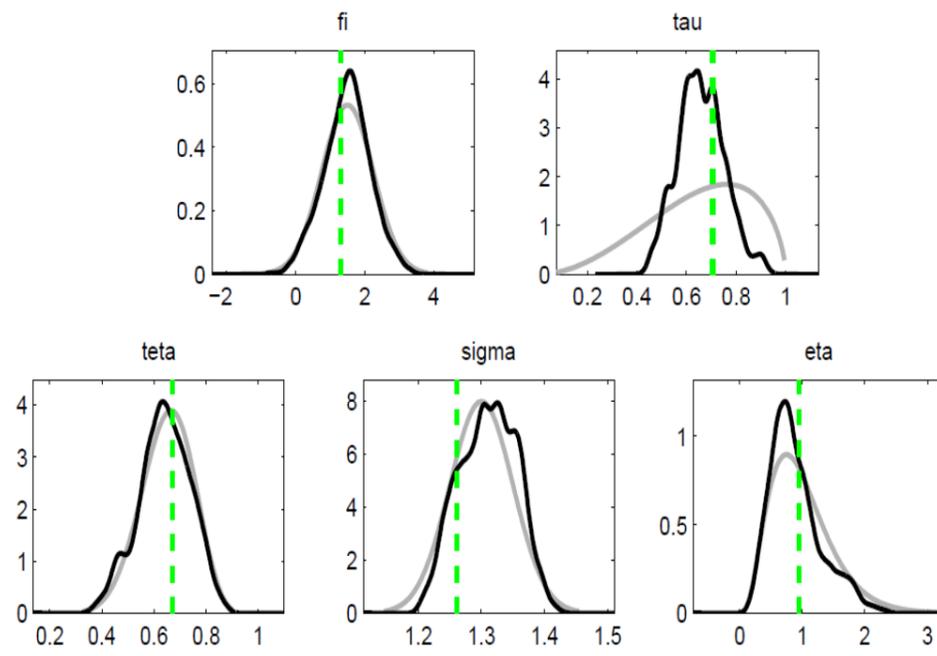


7.6. ESTIMAÇÃO BAYESIANA – BASEADA EM CASTRO *ET AL.* (2011)

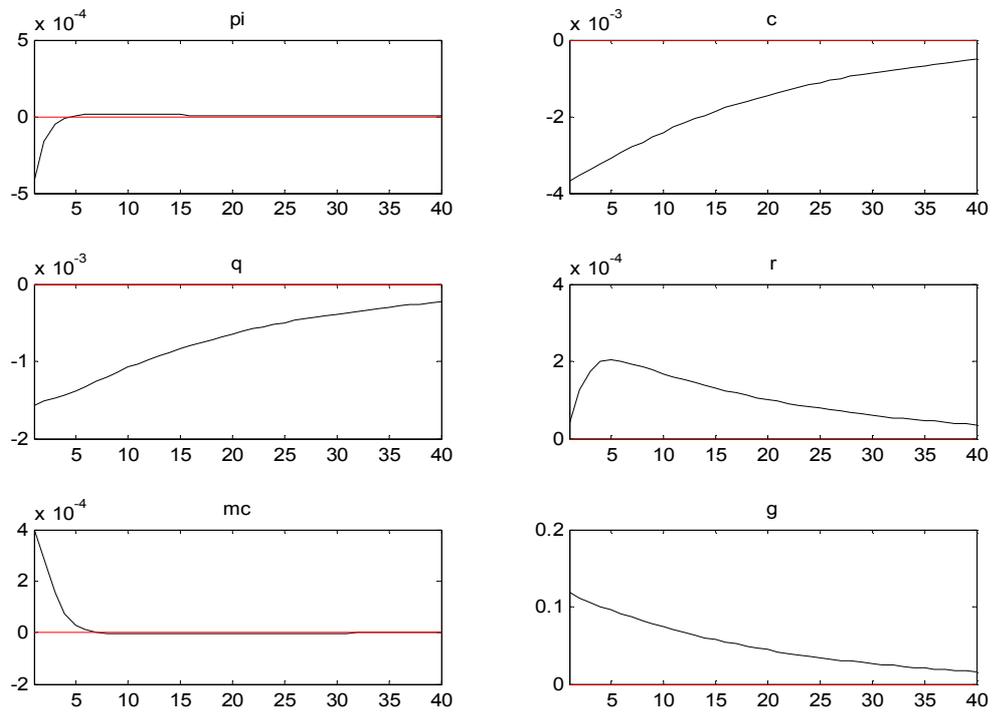
Tabela 14

Distribuição *a priori* e *posteriori* dos parâmetros

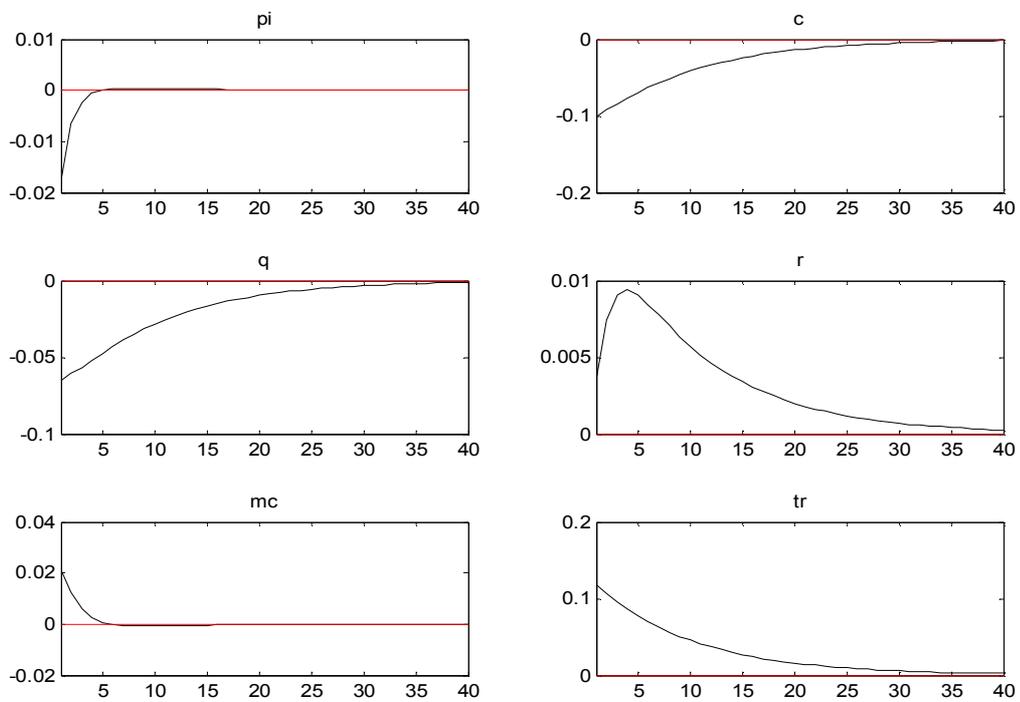
Parâmetro	Distribuição	<i>Prioris</i>			<i>Posteriors</i>		
		Média	Desvio Padrão	Fonte	Média	Intervalo de Confiança (5% - 95%)	
$\theta$	Beta	0.65	0.1	Castro <i>et al.</i> (2011)	0.64	0.46	0.80
$\tau$	Beta	0.65	0.2	Castro <i>et al.</i> (2011)	0.66	0.50	0.81
$\beta$	-	0.989	-	Castro <i>et al.</i> (2011)	0.989	-	-
$\alpha$	-	0.12	-	Castro <i>et al.</i> (2011)	0.12	-	-
$\gamma$	-	0.06	-	Média de <i>gi</i>	0.06	-	-
$\varphi$	Normal	1.5	0.75	Silveira (2008)	1.48	0.28	2.55
$\sigma$	Normal	1.3	0.05	Castro <i>et al.</i> (2011)	1.31	1.24	1.38
$\eta$	Gamma	1	0.5	Castro <i>et al.</i> (2011)	0.89	0.26	1.58
$\mu$	-	0.18	-	Furlanetto (2006)	0.18	-	-

Figura 11 *Priors e Posteriors*

**Figura 12** Respostas ao Impulso de 2 Desvios-Padrão em *gi*



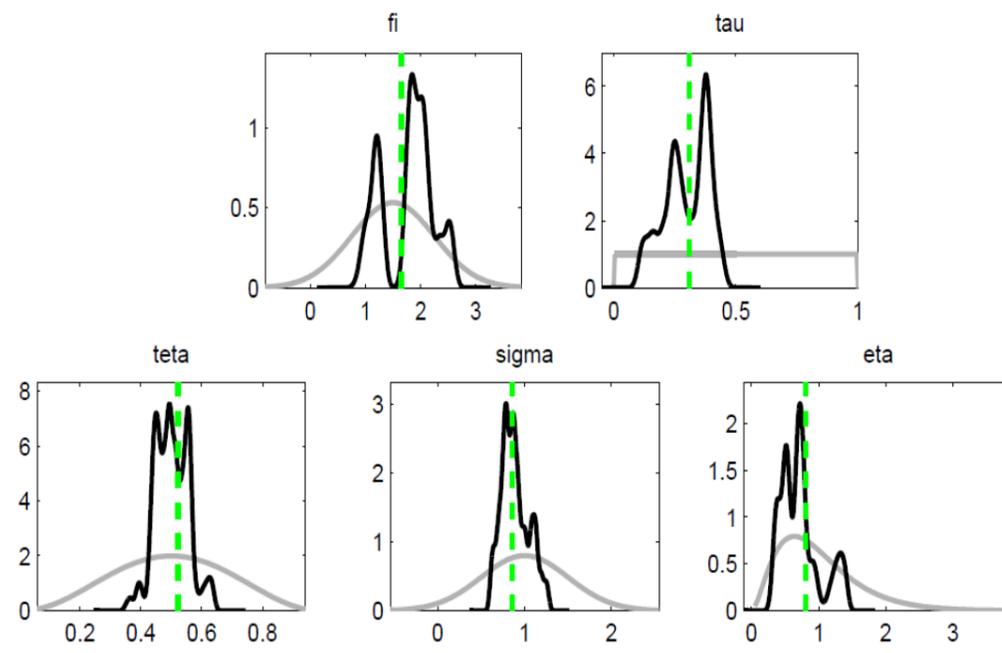
**Figura 13** Respostas ao Impulso de 2 Desvios-Padrão em *tr*

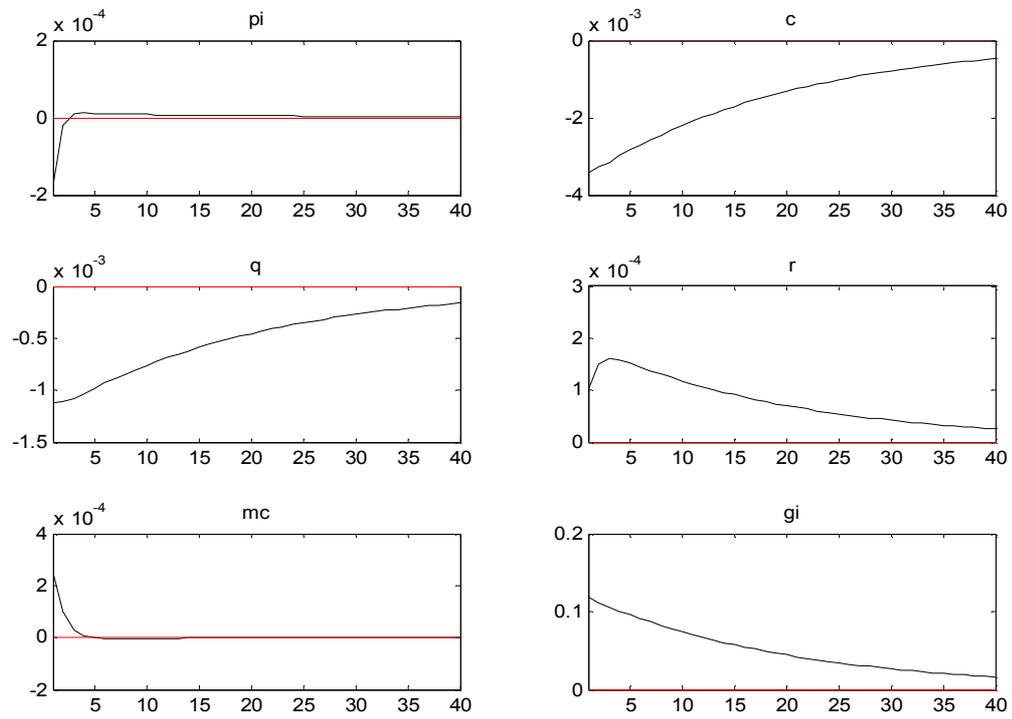


## 7.7. ESTIMAÇÃO BAYESIANA – BASEADA EM SILVEIRA (2008)

**Tabela 15**  
Distribuição *a priori* e *posteriori* dos parâmetros

Parâmetro	Distribuição	Prioris			Posteriors		
		Média	Desvio Padrão	Fonte	Média	Intervalo de Confiança (5% e 95%)	
$\theta$	Beta	0.50	0.18	Silveira (2008)	0.50	0.42	0.58
$\tau$	Uniform e	0.50	0.1	Silveira (2008)	0.30	0.15	0.44
$\beta$	-	0.91	-	Silveira (2008)	0.91	-	-
$\alpha$	-	0.13	-	Silveira (2008)	0.13	-	-
$\gamma$	-	0.06	-	Média de $g_i$	0.06	-	-
$\varphi$	Normal	1.5	0.75	Silveira (2008)	1.77	0.94	2.40
$\sigma$	Normal	1	0.5	Silveira (2008)	0.89	0.64	1.14
$\eta$	Gamma	1	0.6	Silveira (2008)	0.72	0.32	1.28
$\mu$	-	0.18	-	Furlanetto (2006)	0.18	-	-

Figura 13 *Priors e Posteriors*

**Figura 14 Respostas ao Impulso de 2 Desvios-Padrão em  $g_i$** 

**Figura 15** Respostas ao Impulso de 2 Desvios-Padrão em *tr*