

Desindexação da dívida pública cambial: modelo e evidências para o Brasil

Fernando Motta Correia

(Professor Adjunto do Departamento de Economia da UFPR)

Abstract: The article notes the determinants of interest rate against a background of dedollarization of public debt in order to lower uncertainty with the change of profile of public debt. It applied a macrodynamic analysis in an attempt to identify a position of rest dynamically stable. The main results indicate the possibility of monetary policy provide a virtuous effect in determining the volume of investments, but when the model is applied to the Brazilian case, based on analysis of the functions of Impulse Responses, the evidence suggest that the authority Brazilian currency reacts in a way that conservative inhibiting effect virtuous.

Key Words: *Public Debt - Interest Rate - Brazil*

Resumo: O objetivo do artigo é verificar os determinantes da taxa de juros num contexto de desdolarização do endividamento público, tendo em vista a menor incerteza gerada com a mudança do perfil da dívida pública. É aplicada uma análise macrodinâmica na tentativa de identificar uma posição de repouso dinamicamente estável. Os principais resultados apontam para a possibilidade de a política monetária transmitir um efeito virtuoso na determinação do volume de investimentos, embora quando o modelo seja aplicado ao caso brasileiro, com base na análise das Funções de Respostas a Impulso, as evidências parecem demonstrar que a autoridade monetária brasileira reage de maneira conservadora inibindo esse efeito virtuoso.

Palavras Chave: *Dívida Pública - Taxa de Juros - Brasil*

JEL: E40, H63; O54

Área 3: Macroeconomia, economia monetária e finanças

1. Introdução

Um fator importante a considerar acerca do desempenho da dívida pública brasileira é o seu componente externo, que vem caindo consideravelmente desde 2003 com a consecução de uma expressiva desdolarização da dívida pública por meio da desindexação dos títulos públicos atrelados ao câmbio.

Essa mudança no perfil da dívida com o aumento da parcela indexada à moeda doméstica e redução da parcela atrelada ao câmbio é considerada salutar, haja vista que essa alteração gera mais estabilidade no financiamento dos títulos públicos e conseqüentemente aumenta a previsibilidade por parte dos agentes econômicos quanto a real necessidade na geração de receitas que permitam cobrir os custos de rolagem da dívida. Além disso, quando se incorpora o uso de metas de inflação como instrumento de política monetária a desdolarização traz mais estabilidade, haja vista o componente de incerteza dos choques externos que acompanham o componente de uma dívida indexada ao câmbio.

A complexidade analítica envolvida, no âmbito de um regime de metas de inflação reside no fato de que nesse regime de política monetária, há uma mudança de foco dos instrumentos de política monetária e cambial em direção aos próprios objetivos desta. Observa-se, portanto a não aplicabilidade ou a inconveniência da rigidez colocada por metas explícitas quanto a taxas de câmbio, agregados monetários ou taxas de juros (Canuto, 1999). Sendo assim, em função da liberdade em relação aos agregados monetários básicos – cujas relações com a inflação e outras variáveis macroeconômicas, como a dívida pública, muda constantemente e em direções nem sempre previsível - no regime de metas de inflação incorpora-se adaptações domésticas em função dos choques e outras mudanças de cenários.

O objetivo do artigo é verificar os determinantes da taxa de juros num contexto de desdolarização do endividamento público, tendo em vista a menor incerteza gerada com a mudança do perfil da dívida pública.

Para atingir esse objetivo, na seção seguinte é desenvolvido um modelo que incorpora a dinâmica de longo prazo da inflação, do juro e câmbio. A seção três discute as implicações das condições de estabilidade do modelo analítico. A seção quatro busca capturar algumas evidências para a economia brasileira. Por fim, a quinta seção destaca as considerações finais do artigo.

2. O Modelo Analítico

Do ponto de vista metodológico, as análises de modelos macroeconômicos em sistemas dinâmicos estão constituídas por um conjunto de variáveis, entre as que existem relações matemáticas, denominadas equações de movimento. O estudo de tais sistemas trata de determinar a variação temporal dessas variáveis, estabelecendo e resolvendo, sucessivamente, as equações de movimento (Díaz, 2000, p.55).

Inicialmente a economia aqui modelada assume que os gastos públicos, g , sejam financiados tanto por receita tributária, t , como também por emissão de títulos públicos, b .

$$g = t + b \quad (1)$$

O equilíbrio no mercado de bens e serviços equivale à igualdade entre a geração de renda na atividade econômica e a demanda agregada pelo correspondente produto. Supõe-se algo como na equação (2), onde y é a renda real agregada, i representa a taxa nominal de juros, π^e a inflação esperada, g é o montante de gastos governamentais considerados exógenos, x corresponde ao saldo da balança comercial e β_0 o componente autônomo.

$$y = \beta_0 - \beta_1(i - \pi^e) + g + \beta_2 x \quad \beta_1 > 0; \beta_2 > 0 \quad (2)$$

No mercado monetário supõe-se equilíbrio entre a oferta real local de meios de pagamento e sua demanda doméstica.

$$l = m - p = \psi y^d - \alpha i \quad \psi > 0; \alpha > 0 \quad (3)$$

De acordo com a equação (3), l representa a quantidade real de meios de pagamento de equilíbrio no mercado monetário; m é a quantidade nominal de moeda; p o nível de preços e y^d é a renda disponível, descontada dos impostos.

A composição da dívida pública é determinada pela equação (4), onde esta é composta por títulos públicos indexados a inflação, ao câmbio e ao juro.

$$b = \rho_1 i + \rho_2 e + \rho_3 \pi^e \quad (4)$$

Num primeiro momento, é assumido que a dívida pública exhibe uma relação positiva em relação aos três indexadores em questão, ou seja, $\rho_1 > 0; \rho_2 > 0; \rho_3 > 0$.

Por seu turno, a taxa de câmbio nominal aqui é determinada exogenamente, de acordo com o mercado de câmbio flexível¹.

$$e = e^* \quad (5)$$

Onde, a taxa de câmbio nominal de curto prazo, e , é determinada exogenamente ao nível e^* . O saldo da balança comercial, x , é uma função positiva da taxa de câmbio.

$$x = \omega e \quad \omega > 0 \quad (6)$$

A taxa nominal de juros, i , é controlada pelo Banco Central no curto prazo como instrumento de política monetária com o objetivo de perseguir a meta de inflação, π^* .

$$i = \bar{i} \quad (7)$$

Na equação (7), o uso do regime de metas de inflação como arcabouço operacional torna as demais variáveis macroeconômicas subordinadas ao uso da taxa de juros nominal como principal instrumento na busca por uma meta de inflação programada pelo Banco Central. Agora, a oferta de moeda, que nos modelos tradicionais do tipo IS-LM é considerada exógena em favor da endogeneidade da taxa de juros, sob a hipótese de um regime do tipo metas de inflação a política

¹ Com base na equação que determina a taxa de câmbio real, dada por $e = e^* \frac{p}{p^*}$, será suposto que o nível de preços

internacionais é o mesmo que os preços internos, logo teremos $e = e^*$. Essa suposição é utilizada com o objetivo de garantir a equalização dos juros reais entre os países em virtude dos fluxos de capitais. Para maiores detalhes ver Frankel (1992).

monetária ao tornar a taxa de juros exógena no curto prazo, condicionando todas as demais variáveis a manter uma taxa de juros capaz de convergir a inflação na meta desejada.

No curto prazo, a inflação é determinada pela curva de Phillips:

$$\pi = \mu(y - \bar{y}) + \pi^e \quad (8)$$

Até aqui, as relações de curto prazo estão determinadas; nos falta apresentar a dinâmica de longo prazo da economia em questão. Para isso, estamos interessados em descrever a trajetória da inflação, do câmbio e do juro em relação ao tempo.

$$\dot{\pi}^e = \theta(\pi - \pi^e) \quad (9)$$

$$\dot{e} = \sigma(b - b^*) \quad (10)$$

$$\frac{di}{dt} = \lambda(\pi - \pi^*) \quad (11)$$

A dinâmica da inflação esperada é especificada na equação (9), onde esta é tratada como função direta entre a diferença entre a inflação corrente e a inflação esperada.

A equação (10) exhibe que a dinâmica do câmbio ao longo do tempo está associada a variações da dívida pública em relação ao seu valor ótimo. Essa dinâmica é bastante simples de ser compreendida: mudanças na dívida pública em relação ao seu valor ótimo irão gerar variações na percepção do risco-país, e por sua vez, em geral mudanças na percepção do risco-país são acompanhadas por variações nas entradas líquidas de capitais, o que contribui para apreciar ou depreciar a taxa de câmbio.

Na equação (11), a dinâmica da taxa nominal de juros é determinada a partir do regime de metas de inflação, ou seja, o Banco Central irá variar a taxa de juros no tempo dado a existência de divergências entre a inflação e a meta inflação a ser perseguida.

Portanto, no curto prazo a exogeneidade da taxa de juros (equação 7) possibilita a autoridade monetária minimizar eventuais choques que possam comprometer a busca pela meta de inflação, de modo que os desvios da inflação em relação a sua meta determinarão a dinâmica no tempo da taxa de juros (equação 11).

Quadro 1: Sistema de Equações.

$g = t + b$			(1)
$y = \beta_0 - \beta_1(i - \pi^e) + g + \beta_2 x$	$\beta_1 > 0; \beta_2 > 0$	(IS)	(2)
$l = m - p = \psi y^d - \alpha i$	$\psi > 0; \alpha > 0$	(LM)	(3)
$b = \rho_1 i + \rho_2 e + \rho_3 \pi^e$	$\rho_1 > 0; \rho_2 > 0; \rho_3 > 0$		(4)
$e = e^*$			(5)
$x = \omega e$	$\omega > 0$		(6)
$i = \bar{i}$			(7)
$\pi = \mu(y - \bar{y}) + \pi^e$		Curva de Phillips	(8)
$\dot{\pi}^e = \theta(\pi - \pi^e)$	$\theta > 0$		(9)
$\dot{e} = \sigma(b - b^*)$	$\sigma > 0$		(10)
$\frac{di}{dt} = \lambda(\pi - \pi^*)$	$\lambda > 0$		(11)

Equilíbrio de Curto Prazo

De acordo com a equação (7), a taxa nominal de juros é fixada em $i = \bar{i}$. Como o câmbio de curto prazo é determinado exogenamente, de acordo com o mercado de câmbio flexível, equação (6), a equação que determina a dívida pública de curto prazo pode ser expressa da seguinte forma:

$$b = \rho_1 \bar{i} + \rho_2 e^* + \rho_3 \pi^e \quad (4a)$$

Os gastos governamentais equivalem ao total da receita tributária mais a quantidade de títulos públicos emitidos, assim levando a equação (1) na curva IS, tem-se a seguinte identidade:

$$y^d = \beta_0 - \beta_1(i - \pi^e) + b + \beta_2 x \quad (2a)$$

Onde $y^d = y - t$, é a renda disponível.

O passo seguinte é levar (5) em (6):

$$x = \omega e^* \quad (6a)$$

Agora podemos encontrar a equação que determina y^d no curto prazo, assim, inserindo (6a), (4a) e (7) em (2a):

$$y^d = \beta_0 - (\beta_1 - \rho_1) \bar{i} + (\beta_1 + \rho_3) \pi^e + (\rho_2 + \beta_2 \omega) e^* \quad (2a')$$

Substituindo (7) e (2a') na equação que determina o equilíbrio no mercado monetário (equação LM), teremos:

$$l = \psi\beta_0 - [\psi(\beta_1 - \rho_1) + \alpha]\bar{i} + \psi(\beta_1 + \rho_3)\pi^e + \psi(\rho_2 + \beta_2\omega)e^* \quad (3a)$$

O equilíbrio de curto prazo da inflação efetiva é dado pela substituição de (2a') na curva de Phillips:

$$\pi = \mu\beta_0 - \mu(\beta_1 - \rho_1)\bar{i} + [\mu(\beta_1 + \rho_3) + 1]\pi^e + \mu(\rho_2 + \beta_2\omega)e^* \quad (8a)$$

Os impactos de variações de \bar{i} , e^* e π^e sobre o equilíbrio de curto prazo são:

Quadro 2: Estática Comparativa de Curto Prazo.

$\frac{\partial b}{\partial \bar{i}} = \rho_1 > 0$	$\frac{\partial b}{\partial e^*} = \rho_2 > 0$	$\frac{\partial b}{\partial \pi^e} = \rho_3 > 0$	(12)
$\frac{\partial y^d}{\partial \bar{i}} = -(\beta_1 - \rho_1) < 0 \Leftrightarrow \rho_1 < \beta_1$	$\frac{\partial y^d}{\partial e^*} = (\rho_2 + \beta_2\omega) > 0$	$\frac{\partial y^d}{\partial \pi^e} = (\beta_1 + \rho_3) > 0$	(13)
$\frac{\partial l}{\partial \bar{i}} = -[\psi(\beta_1 - \rho_1) + \alpha] < 0 \Leftrightarrow \rho_1 < \beta_1$	$\frac{\partial l}{\partial e^*} = \psi(\rho_2 + \beta_2\omega) > 0$	$\frac{\partial l}{\partial \pi^e} = \psi(\beta_1 + \rho_3) > 0$	(14)
$\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} = -\mu(\beta_1 - \rho_1) < 0 \Leftrightarrow \rho_1 < \beta_1$	$\frac{\partial \pi}{\partial e^*} = \mu(\rho_2 + \beta_2\omega) > 0$	$\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} = \mu(\beta_1 + \rho_3) + 1 > 0$	(15)

Dinâmica de Longo Prazo

As equações (9), (10) e (11) determinam a dinâmica de longo prazo de π^e , e e i . Sendo assim, em *Steady-State*:

$$\dot{\pi}^e = 0 \Rightarrow \pi = \pi^e \quad (9a)$$

$$\frac{di}{dt} = 0 \Rightarrow b = b^* \quad (10a)$$

$$\dot{e} = 0 \Rightarrow \pi = \pi^* \quad (11a)$$

Ainda de (9)-(11), temos:

$$\dot{\pi}^e = \theta[\pi(\pi^e, \bar{i}, e^*) - \pi^e] \quad (9a')$$

$$\frac{di}{dt} = \lambda[\pi(\pi^e, \bar{i}, e^*) - \pi^*] \quad (10a')$$

$$\dot{e} = \sigma[b(\pi^e, \bar{i}, e^*) - b^*] \quad (11a')$$

Linearizando o sistema no entorno da sua posição de equilíbrio de longo prazo, temos:

$$\dot{\pi}^e = \theta \left\{ \frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right\} (\pi^e - \pi_0^e) + \theta \frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} (\bar{i} - \bar{i}_0) + \theta \frac{\partial \pi}{\partial e^*} (e^* - e_0^*) \quad (16)$$

$$\frac{di}{dt} = \lambda \frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} (\pi^e - \pi_0^e) + \lambda \frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} (\bar{i} - \bar{i}_0) + \lambda \frac{\partial \pi}{\partial e^*} (e^* - e_0^*) \quad (17)$$

$$\dot{e} = \sigma \frac{\partial b}{\partial \pi^e} (\pi^e - \pi_0^e) + \sigma \frac{\partial b}{\partial \bar{i}} (\bar{i} - \bar{i}_0) + \sigma \frac{\partial b}{\partial e^*} (e^* - e_0^*) \quad (18)$$

Escrevendo o sistema na forma matricial:

$$\begin{bmatrix} \dot{\pi}^e \\ \frac{di}{dt} \\ \dot{e}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) & \theta \frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} & \theta \frac{\partial \pi}{\partial e^*} \\ \lambda \frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} & \lambda \frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} & \lambda \frac{\partial \pi}{\partial e^*} \\ \sigma \frac{\partial b}{\partial \pi^e} & \sigma \frac{\partial b}{\partial \bar{i}} & \sigma \frac{\partial b}{\partial e^*} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (\pi^e - \pi_0^e) \\ (\bar{i} - \bar{i}_0) \\ (e^* - e_0^*) \end{bmatrix} \quad (19)$$

A equação característica associada ao sistema é dada por:

$$\begin{aligned} \delta^3 + \left[-\sigma \frac{\partial b}{\partial e^*} - \theta \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) - \lambda \frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right] \delta^2 + \\ \left[\frac{\partial b}{\partial e^*} \theta \sigma \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) + \left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right) \frac{\partial b}{\partial e^*} \lambda \sigma - \frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \theta \sigma - \frac{\partial \pi}{\partial e^*} \sigma \left(\frac{\partial b}{\partial \pi^e} \theta + \frac{\partial b}{\partial \bar{i}} \lambda \right) \right] \delta + \\ \left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right) \left(\frac{\partial b}{\partial e^*} \right) \theta \lambda \sigma = 0 \end{aligned} \quad (20)$$

Como a matriz Jacobiana (equação 19) é de ordem 3x3, precisamos utilizar o critério *Routh-Hurwitz* para polinômios do terceiro grau no intuito de verificar a estabilidade do sistema:

$$\delta^3 + \alpha_1 \delta^2 + \alpha_2 \delta + \alpha_3 = 0 \quad (21)$$

Onde, de acordo com o critério *Routh-Hurwitz*², para que o sistema (16)-(18) seja estável do tipo trajetória de sela, temos que verificar as seguintes condições:

$$\begin{aligned}\alpha_1 &> 0 \\ \alpha_2 &> 0 \\ \alpha_3 &> 0 \\ \alpha_1.\alpha_2 - \alpha_3 &> 0\end{aligned}\quad (22)$$

Logo, de acordo com a equação (20):

$$\alpha_1 = \left[-\sigma \frac{\partial b}{\partial e^*} - \theta \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) - \lambda \frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right] > 0 \quad (23)$$

Em (23), para $\alpha_1 > 0$, temos que assumir a seguinte condição:

$$\beta_1 > \frac{1}{\phi} \left(\rho_1 + \frac{\sigma}{\mu\lambda} \rho_2 + \frac{\theta}{\lambda} \rho_3 \right) \quad (24)$$

Onde $\phi = 1 - \frac{\theta}{\lambda} < 0$, dado $\theta > \lambda$.

Assim, de acordo com a equação (24), $\alpha_1 > 0$ se o valor de β_1 for maior que uma combinação linear composta pelas elasticidades da dívida pública em relação aos seus indexadores.

Agora, investigaremos a possibilidade de α_2 e α_3 serem maior que zero, ou seja:

$$\alpha_2 = \left[\frac{\partial b}{\partial e^*} \theta \sigma \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) + \left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right) \frac{\partial b}{\partial e^*} \lambda \sigma - \frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \theta \sigma - \frac{\partial \pi}{\partial e^*} \sigma \left(\frac{\partial b}{\partial \pi^e} \theta + \frac{\partial b}{\partial \bar{i}} \lambda \right) \right] > 0 \quad (25)$$

$$\alpha_3 = \left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right) \left(\frac{\partial b}{\partial e^*} \right) \theta \lambda \sigma > 0 \quad (26)$$

Se relaxarmos a hipótese que $\frac{\partial b}{\partial e^*} = \rho_2 > 0$, ou seja, assumindo agora que $\frac{\partial b}{\partial e^*} = \rho_2 < 0$, podemos estabelecer que $\alpha_2, \alpha_3 > 0$.

Resta-nos então verificar a quarta e última condição, $\alpha_1.\alpha_2 - \alpha_3 > 0$:

² Para uma melhor compreensão sobre a análise das condições de estabilidade em sistemas dinâmicos, ver Takayama (1993).

$$\left[-\sigma \frac{\partial b}{\partial e^*} - \theta \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) - \lambda \frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right] \left[\frac{\partial b}{\partial e^*} \theta \sigma \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) + \left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right) \frac{\partial b}{\partial e^*} \lambda \sigma - \right. \\ \left. \frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \theta \sigma - \frac{\partial \pi}{\partial e^*} \sigma \left(\frac{\partial b}{\partial \pi^e} \theta + \frac{\partial b}{\partial \bar{i}} \lambda \right) \right] - \left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right) \left(\frac{\partial b}{\partial e^*} \right) \theta \lambda \sigma > 0 \quad (27)$$

Sabe-se que $\alpha_2 = \left[\frac{\partial b}{\partial e^*} \theta \sigma \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) + \left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right) \frac{\partial b}{\partial e^*} \lambda \sigma - \frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \theta \sigma - \frac{\partial \pi}{\partial e^*} \sigma \left(\frac{\partial b}{\partial \pi^e} \theta + \frac{\partial b}{\partial \bar{i}} \lambda \right) \right] > 0$;

com isso, podemos reescrever (27) da seguinte forma:

$$-\alpha_2 \sigma \frac{\partial b}{\partial e^*} - \alpha_2 \theta \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) - \alpha_2 \lambda \frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} - \theta \lambda \sigma \left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right) \left(\frac{\partial b}{\partial e^*} \right) > 0 \quad (28)$$

Fazendo algumas manipulações algébricas em (28), temos:

$$\sigma > \alpha_2 \theta \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) \cdot \frac{1}{\left(\frac{\partial b}{\partial e^*} \right)} \cdot \frac{1}{\left[\alpha_2 - \theta \lambda \frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right]} \quad (29)$$

Dado que $\sigma > 0$ e que o lado direito da equação é menor que zero, fica fácil verificar a desigualdade em (29).

Assim, as condições de estabilidade necessárias para que seja possível contemplar uma posição de repouso no sistema de equações (1)-(11) exigem que $\beta_1 > \frac{1}{\phi} \left(\rho_1 + \frac{\sigma}{\mu \lambda} \rho_2 + \frac{\theta}{\lambda} \rho_3 \right)$ e $\frac{\partial b}{\partial e^*} = \rho_2 < 0$.

Na seção seguinte faremos uma breve discussão das implicações dessas duas condições de estabilidade.

3. Análise das Condições de Estabilidade

Uma das condições necessárias para a estabilidade do sistema desenvolvido anteriormente, que incorpora a indexação da dívida pública na dinâmica do juro, inflação e câmbio, é o relaxamento da hipótese de que uma depreciação cambial tem o efeito de aumentar o endividamento público.

Assim, o modelo exhibe um mecanismo de desdolarização da dívida pública, na medida em que estamos assumindo $\frac{\partial b}{\partial e^*} < 0$.

A partir desse mecanismo de desdolarização da dívida pública, alguns resultados podem ser extraídos com a análise da segunda condição de estabilidade: $\beta_1 > \frac{1}{\phi} \left(\rho_1 + \frac{\sigma}{\mu\lambda} \rho_2 + \frac{\theta}{\lambda} \rho_3 \right)$.

Dessa forma, resgatando a equação (2), ou seja, $y = \beta_0 - \beta_1(i - \pi^e) + g + \beta_2 x$, temos que o componente da demanda agregada, investimento mais consumo, influenciado pela taxa nominal de juros, pode ser decomposto da seguinte forma:

$$I + C = -\beta_1(i - \pi^e) \quad (30)$$

Sabe-se que de acordo com o *q de Tobin* o volume de investimento pode ser determinado com base na relação entre o valor de mercado do capital instalado (v) e o valor de reposição do capital instalado (i)³:

$$q = \frac{v}{i} \quad (31)$$

O investimento pode ainda ser determinado pela seguinte equação:

$$I = \eta(q - 1) \quad \eta > 0 \quad (32)$$

Levando (32) em (30):

$$\eta(q - 1) + C = -\beta_1(i - \pi^e) \quad (33)$$

Isolando β_1 em (33)

$$\beta_1 = -\frac{\eta(q - 1) - C}{(i - \pi^e)} \quad (34)$$

Inserindo (34) na equação (24) e após alguns ajustes, obtemos:

$$q > -\frac{1}{\eta\phi} \left(\rho_1 + \frac{\sigma}{\mu\lambda} \rho_2 + \frac{\theta}{\lambda} \rho_3 \right) (i - \pi^e) - \frac{1}{\eta} C + 1 \quad (35)$$

Em (35) vamos supor que a desigualdade ocorre em função do componente $\left(-\frac{1}{\eta} C \right)$, ao passo que será suposto também que essa componente assume um valor bem próximo a zero; assim, podemos reescrever a equação (35) da seguinte forma:

$$q = -\frac{1}{\eta\phi} \left(\rho_1 + \frac{\sigma}{\mu\lambda} \rho_2 + \frac{\theta}{\lambda} \rho_3 \right) (i - \pi^e) + 1 \quad (36)$$

³ Na equação (32), extraída de Sargent (1989), é assumido que se $q > 1$ a expansão do capital é lucrativa para as empresas; se $q = 0$ não há incentivo para expansão da capacidade de produção; se $q < 1$, há uma redução nos investimentos, dado que não se torna viável para as empresas substituir o capital à medida que este se desgasta. Para uma leitura mais avançada sobre a teoria *q* ver Hayashi (1982).

Em (36) o componente $\left(\frac{\theta}{\lambda}\rho_3\right)$ merece algumas considerações. Na equação que determina a dinâmica da inflação esperada, equação (9), se é suposto expectativas racionais, então o parâmetro θ assume um valor bem próximo a zero, dado que os agentes não cometem erros de previsão acerca da inflação esperada. Ou seja, sob a hipótese de expectativas racionais temos $\lim_{\pi \rightarrow \pi^e} \theta = 0$. A suposição de expectativas racionais, presente em θ aponta para a necessidade de que seja assumido um baixo valor para λ , dado que para o resultado (24) seja confirmado temos $\theta > \lambda$. Porém, quando se adquire títulos indexados a inflação, num ambiente onde a autoridade monetária anuncia metas explícitas de inflação e utiliza a taxa de juros como instrumento de perseguição dessa meta, o agente econômico poderá incorrer em perdas. Nesse cenário, será suposto que ρ_3 tende a zero⁴. Assim, podemos reescrever (36) desconsiderando o termo $\left(\frac{\theta}{\lambda}\rho_3\right)$:

$$q = -\frac{1}{\eta\phi} \left(\rho_1 + \frac{\sigma}{\mu\lambda} \rho_2 \right) (i - \pi^e) + 1 \quad (37)$$

A partir da equação (37) podemos analisar o valor do q de Tobin, ou seja, em que situações seu valor é menor ou maior que 1. Assim, temos:

$$q > 1 \Leftrightarrow \left| \frac{\sigma}{\mu\lambda} \rho_2 \right| > |\rho_1| \quad (38)$$

$$q < 1 \Leftrightarrow \left| \frac{\sigma}{\mu\lambda} \rho_2 \right| < |\rho_1| \quad (39)$$

Esse é um resultado importante, pois de acordo com Bernanke & Gertler (1995), a necessidade de estudar vias alternativas de transmissão da política monetária surgiu devido à dificuldade empírica de identificar o efeito da taxa de juros sobre o custo do capital (q de Tobin). Os resultados em (38) e (39) acabam identificando um possível canal de transmissão do câmbio para os investimentos, de modo que dependendo da intensidade da desdolarização da dívida pública, o valor do q de Tobin pode ser maior ou menor que um. Assim, caso essa intensidade de desdolarização, $\left| \frac{\sigma}{\mu\lambda} \rho_2 \right|$, supere o efeito conjunto da inflação e da taxa de juros sobre a dívida pública, $|\rho_1|$, o valor apresentado para o q de Tobin será menor que um; caso contrário, se $\left| \frac{\sigma}{\mu\lambda} \rho_2 \right| < |\rho_1|$, teremos um valor para o q de Tobin maior que um.

O resultado anterior parece pouco intuitivo, porém de grande relevância nas discussões referentes aos determinantes da taxa de juros num contexto de desdolarização do endividamento público num regime monetário do tipo metas de inflação.

⁴ É factível a suposição de que ρ_3 tende a zero quando a economia exhibe um montante considerável de títulos públicos pós-fixados de curto prazo, tanto indexados a taxa de juros ou a algum índice de preços, uma vez que a utilização de um regime monetário do tipo metas de inflação torna atrativo para o agente econômico adquirir títulos indexados a taxa de juros em função da necessidade da autoridade monetária combater eventuais choques econômicos.

Mantidos constantes os parâmetros σ , μ e ρ_1 , quanto maior a intensidade de desdolarização (maior ρ_2), menor deverá ser o parâmetro λ para que a desigualdade (38) seja satisfeita. Nesse mesmo raciocínio, dado uma maior intensidade de desdolarização da dívida, para que a desigualdade (39) seja satisfeita, maior deverá ser o valor do parâmetro λ . O Quadro 3 resume os resultados das suposições feitas nas desigualdades (38) e (39):

Quadro 3: Investimento, Política Monetária e Desdolarização Cambial

Investimento	Política Monetária	Desdolarização da Dívida Pública
$q > 1$	Não Conservadora (λ baixo)	Elevada (ρ_2 elevado)
$q < 1$	Conservadora (λ elevado)	Elevada (ρ_2 elevado)

Obs.: Os resultados do Quadro 3 supõe que σ , μ e ρ_1 sejam mantidos constantes

O resultado da desigualdade (38) seria uma situação desejável, tendo em vista a necessidade de a política monetária transmitir um efeito virtuoso na determinação do volume de investimentos, medido pelo q de Tobin. Ou seja, num processo de desindexação dos títulos públicos atrelados ao câmbio é plausível a autoridade monetária reagir de maneira menos conservadora, dado que quanto maior a magnitude de ρ_2 menor deverá ser a reação da taxa de juros aos desvios da inflação em relação à meta de inflação (menor λ) resultando em $q > 1$.

4. Análise das Funções de Respostas a Impulso no Brasil

Os resultados apresentados na análise macrodinâmica mostraram que o efeito da desdolarização possibilita a autoridade monetária reagir de forma menos conservadora quando dos desvios da inflação em relação a sua meta sem comprometer a estabilidade do sistema. Esse resultado é um importante guia de inferência acerca dos determinantes da taxa de juros no Brasil, sobretudo porque a análise macrodinâmica desenvolvida nas seções anteriores buscou reproduzir condições similares ao caso brasileiro.

Foram estimadas as funções de resposta a impulso a partir das principais variáveis de interesse, como Dívida Pública, Taxa de Câmbio, IPCA e Taxa Selic. Os resultados tiveram por base a análise de funções de resposta a impulso, fornecidas por um Vetor Auto-Regressivo (VAR) padrão.

As séries têm periodicidade mensal e foram expressas em logaritmo para o período compreendido entre julho de 1999 e dezembro de 2007.

As séries foram submetidas ao teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Philips-Perron (PP), sob a hipótese nula de que as variáveis são integradas de primeira ordem $I(1)$,

isto é, apresentam raiz unitária (Tabela 1 – Anexo 3). Os resultados mostraram que, com exceção do IPCA, todas as séries são não estacionárias a um nível de significância de 1% e 5%. Quando efetuado o teste em primeira diferença, as séries tornam-se estacionárias.

Como nosso objetivo é identificar se a magnitude da desdolarização da dívida pública possibilita a autoridade monetária reagir de forma menos conservadora quando dos desvios da inflação em relação a sua meta sem comprometer a estabilidade do sistema, não é relevante preocupar-se com a estrutura da co-integração que se estabelece entre as variáveis. Por conta disso, foi estimado um VAR que contempla as variáveis em nível e captura a relação de longo prazo que existe no sistema⁵. Essa relação de longo prazo é confirmada de acordo com o teste de co-integração utilizando a metodologia desenvolvida por Johansen (1991, 1995) (Tabela 2 – Anexo 3), onde há no sistema duas equações cointegrantes.

Após os testes de estacionaridade e cointegração, procurou-se identificar a melhor defasagem para a estimação do VAR. Com base no sistema que envolve as variáveis Taxa de Câmbio, Dívida Pública, IPCA e Taxa Selic, tendo por base o critério de Scharwz, o melhor resultado equivale a 2 defasagens (Tabela 3 – Anexo 3).

Temos que considerar ainda a ordenação das variáveis de acordo com o grau de exogeneidade de cada uma das variáveis. Para isto, será utilizado o Teste de Causalidade de *Granger/Block Exogeneity Wald Test* no intuito de definir um ordenamento estatisticamente consistente. Esse teste tem por objetivo ordenar cada variável endógena defasada para cada equação do sistema. Os resultados do teste são apontados na Tabela 4 – Anexo 3.

Com os resultados da estatística Qui-Quadrado a primeira etapa na análise é ordenar as variáveis das mais exógenas para as mais endógenas, ranqueando os valores da estatística Qui-Quadrado do maior para o menor valor. Observando esses valores na Tabela 4 – Anexo 3, tem-se a seguinte ordenação: Taxa de Câmbio, Dívida Pública, IPCA, Taxa Selic. Assim, a variável Taxa de Câmbio não responde contemporaneamente às inovações nas demais variáveis já que foi considerada a variável mais exógena do sistema segundo o teste de exogeneidade. Todavia a Taxa Selic obteve o menor valor da estatística Qui-Quadrado, o que implica que esta variável é afetada contemporaneamente por todas as demais variáveis, ou seja, inovações em qualquer das variáveis afetam a Taxa Selic no mesmo período de ocorrência dos choques. Assim, os resultados parecem corroborar o processo de realimentação dos choques desenvolvido no modelo macrodinâmico desenvolvido anteriormente.

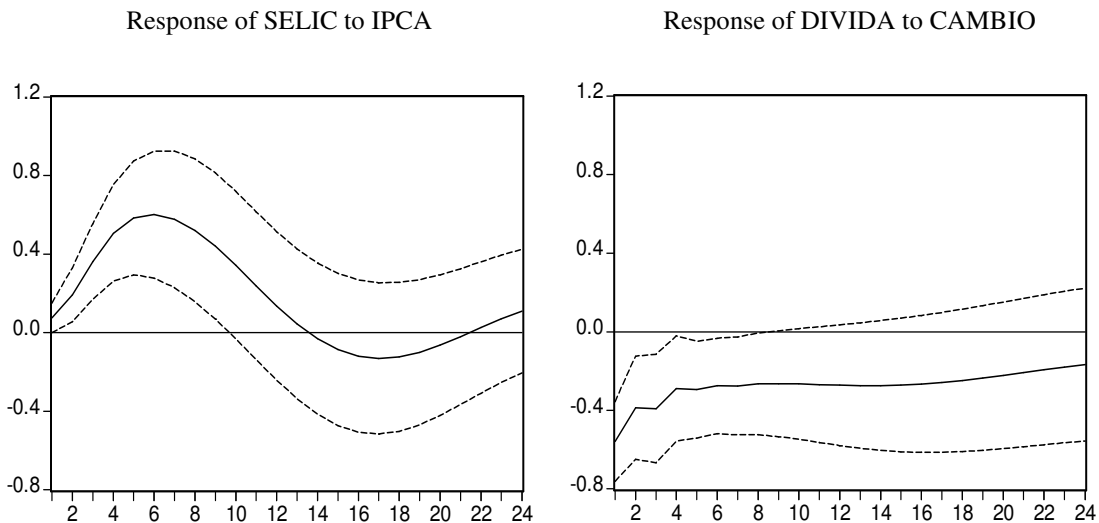
Com o objetivo de capturar a magnitude de λ , foi reproduzido um choque de um desvio padrão no IPCA e com isso verificado a resposta da Taxa Selic a esse choque. O mesmo processo foi realizado para a Taxa de Câmbio e a Taxa Selic na tentativa de capturar a resposta da Dívida Pública em relação a essas duas variáveis e com isso reproduzir a magnitude de ρ_2 e ρ_1 respectivamente (Figura 1). As linhas pontilhadas representam um intervalo de confiança de dois desvios padrão. Supõe-se que inovações na inflação (medida pela variação no IPCA) se refletem em

⁵ Segundo SIMS et al, 1990 e WATSON (1994) o VAR em primeira diferença poderia eliminar informações relevantes sugeridas pelas relações de longo prazo. O processo apropriado nesse caso seria o de incluir no sistema VAR um termo de correção de erro na forma de um vetor de co-integração obtido através da utilização do processo de Johansen, ou seja, deveria-se utilizar um modelo VEC (Vetor de Correção de Erros). No entanto, especificar a equação co-integrante poderia requerer um número de suposições considerando a estrutura do termo de correção de erros e a natureza das relações de equilíbrio de longo prazo.

reações dinâmicas medida a partir da variação da Taxa Selic e inovações na Taxa de Câmbio e na Taxa Selic se refletem em reações dinâmicas na Dívida Pública.

A idéia é checar os resultados a partir da análise macrodinâmica; se a reação da autoridade monetária brasileira é conservadora o suficiente a ponto de reproduzir um valor para λ superior a ρ_2 , o que de acordo com os resultados apresentados impossibilitaria a política monetária transmitir um efeito virtuoso na determinação do volume de investimentos.

Figura 1
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Observa-se que a Taxa Selic inicialmente registra uma resposta positiva aos choques no IPCA, atingindo um teto de 0,56% no sexto mês (*proxy* de λ). O efeito de um aumento na Taxa de Câmbio sobre Dívida Pública diminui ao longo do período de 24 meses, atingindo um pico já no primeiro mês de -0,52% (*proxy* de ρ_2).

Por conta dos resultados apresentados é razoável inferir que a reação da autoridade monetária brasileira aos choques na taxa de inflação parece não considerar os benefícios do processo de desdolarização da dívida pública na tentativa de transmitir um efeito virtuoso na determinação do volume de investimentos como demonstrado na seção anterior.

5. Considerações Finais

O objetivo do artigo foi verificar os determinantes da taxa de juros num contexto de desdolarização do endividamento público, tendo em vista a menor incerteza gerada com a mudança do perfil da dívida pública.

No desenvolvimento da dinâmica de longo prazo foi possível contemplar uma posição de repouso desde que duas condições de estabilidade sejam atendidas: a primeira exige que a economia em questão exiba um mecanismo de desdolarização da dívida pública, ou seja, desvalorizações cambiais devem ser acompanhadas por reduções do tamanho da dívida pública; em função dessa primeira condição, a segunda condição de estabilidade aponta para uma discussão acerca da intensidade desse processo de desdolarização; dependendo da intensidade desse processo de desdolarização em comparação com a reação da autoridade monetária aos desvios da inflação em relação a sua meta, podemos contemplar um efeito virtuoso na determinação do volume de investimentos.

A análise empírica que teve por base as funções de respostas a impulso no Brasil apontou uma reação conservadora da autoridade monetária brasileira, tendo em vista as inovações do IPCA sobre a Taxa Selic em comparação com o efeito da Taxa de Câmbio sobre a Dívida Pública. Esse resultado é pouco desejável, tendo em vista a necessidade de a política monetária transmitir um efeito virtuoso na determinação do volume de investimentos, medido pelo *q* de Tobin.

Referências Bibliográficas

- BERNANKE, B. S. & GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *The Journal of Economic Perspectives* vol. 9 n. 4 - 1995.
- CANUTO, O. *Regimes de política monetária em economias abertas*. Campinas: Unicamp, 1999. (Texto para discussão, IE/UNICAMP, n. 92).
- DÍAZ, Andrés F. *Dinâmica Caótica en Economía: Teoría y Aplicaciones*. McGRAW-HILL: Madrid, 2000.
- FRANKEL, Jeffrey A. Measuring International Capital Mobility: A Review, *The American Economic Review*, vol. 82, n. 2, Papers and Proceedings, May/1992, p. 197-202.
- HAYASHI, F. Tobin's Marginal *q* and Average *q*: A Neoclassical Approach. *Econometrica*, vol. 50 - jan. 1982: 213-224.
- JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis Testing of Co-integration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*. Econometric Society, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, 1991.
- _____. Likelihood-based Inference in Co-integrated Vector Autoregressive Models. *Econometric Theory*, Cambridge University Press, v. 14, n. 04, p. 517-524, Aug. 1995.
- SARGENT, T. *Macroeconomic Theory*. Academic Press: San Diego, 1987.
- SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica*, Econometric Society, v. 58. n.1, p. 113-144, Jan. 1990.
- TAKAYAMA, A. *Analytical Methods in Economics*. University of Michigan Press, 1993.
- WATSON, M. W. Vector Auto-Regression and Co-Integration. In: Engle, R. F.; McFadden, D. L. (Ed.). *Handbook of Econometrics*. Elsevier, 1994. v. 4, p. 2844-2915.

Anexo 1: Demonstração da equação (24).

Seja:

$$\alpha_1 = \left[-\sigma \frac{\partial b}{\partial e^*} - \theta \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) - \lambda \frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right] > 0$$

$$-\lambda \frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} > \sigma \frac{\partial b}{\partial e^*} + \theta \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right)$$

$$-\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} > \frac{1}{\lambda} [\sigma \rho_2 + \theta \mu (\beta_1 + \rho_3)]$$

$$\mu (\beta_1 - \rho_1) > \frac{1}{\lambda} [\sigma \rho_2 + \theta \mu (\beta_1 + \rho_3)]$$

$$\mu \beta_1 - \mu \rho_1 > \frac{\sigma}{\lambda} \rho_2 + \frac{\theta}{\lambda} \mu \beta_1 + \frac{\theta}{\lambda} \mu \rho_3$$

$$\mu \beta_1 - \frac{\theta}{\lambda} \mu \beta_1 > \frac{\sigma}{\lambda} \rho_2 + \frac{\theta}{\lambda} \mu \rho_3 + \mu \rho_1$$

$$\mu \beta_1 \left(1 - \frac{\theta}{\lambda} \right) > \frac{\sigma}{\lambda} \rho_2 + \frac{\theta}{\lambda} \mu \rho_3 + \mu \rho_1$$

$$\beta_1 \left(1 - \frac{\theta}{\lambda} \right) > \rho_1 + \frac{\sigma}{\mu \lambda} \rho_2 + \frac{\theta}{\lambda} \rho_3$$

$$\phi\beta_1 > \rho_1 + \frac{\sigma}{\mu\lambda}\rho_2 + \frac{\theta}{\lambda}\rho_3$$

$$\beta_1 > \frac{1}{\phi}\left(\rho_1 + \frac{\sigma}{\mu\lambda}\rho_2 + \frac{\theta}{\lambda}\rho_3\right)$$

Onde $\phi = 1 - \frac{\theta}{\lambda} < 0$, dado que estamos assumindo $\theta > \lambda$.

Anexo 2: Demonstração da equação (29).

Seja:

$$-\alpha_2 \sigma \frac{\partial b}{\partial e^*} - \alpha_2 \theta \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) - \alpha_2 \lambda \frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} - \theta \lambda \sigma \left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right) \left(\frac{\partial b}{\partial e^*} \right) > 0$$

Fazendo algumas manipulações algébricas:

$$\left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right) \left(\frac{\partial b}{\partial e^*} \right) \left[-\alpha_2 \sigma \frac{1}{\left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right)} - \alpha_2 \theta \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) \cdot \frac{1}{\left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right) \left(\frac{\partial b}{\partial e^*} \right)} - \theta \lambda \sigma \right] > 0$$

$$-\alpha_2 \sigma \frac{1}{\left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right)} - \alpha_2 \theta \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) \cdot \frac{1}{\left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right) \left(\frac{\partial b}{\partial e^*} \right)} - \theta \lambda \sigma > 0$$

$$-\alpha_2 \sigma \frac{1}{\left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right)} - \alpha_2 \theta \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) \cdot \frac{1}{\left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right) \left(\frac{\partial b}{\partial e^*} \right)} > \theta \lambda \sigma$$

$$\sigma \left[\alpha_2 \frac{1}{\left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right)} - \theta \lambda \right] - \alpha_2 \theta \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) \cdot \frac{1}{\left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right) \left(\frac{\partial b}{\partial e^*} \right)} > 0$$

$$\sigma > \alpha_2 \theta \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) \cdot \frac{1}{\left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right) \left(\frac{\partial b}{\partial e^*} \right)} \cdot \frac{1}{\frac{\alpha_2}{\left(\frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}} \right)} - \theta \lambda}$$

$$\sigma > \alpha_2 \theta \left(\frac{\partial \pi}{\partial \pi^e} - 1 \right) \cdot \frac{1}{\left(\frac{\partial b}{\partial e^*} \right)} \cdot \left[\frac{1}{\alpha_2 - \theta \lambda \frac{\partial \pi}{\partial \bar{i}}} \right]$$

Anexo 3:

Tabela 1: Resultados dos Testes de Raiz Unitária ADF e PP

Variável	ADF				PP			
	Def.	Teste	Valor Crítico 1%	Valor Crítico 5%	Def.	Teste	Valor Crítico 1%	Valor Crítico 5%
Câmbio	1	-0,143	-2,592	-1,944	4	-0,088	-2,592	-1,944
Dívida	1	-0,287	-2,592	-1,944	2	-0,197	-2,592	-1,944
IPCA	0	-4,182	-3,507	-2,895	1	-4,508	-3,507	-2,895
SELIC	1	-3,318	-3,508	-2,895	6	-0,830	-2,591	-1,944
Δ Câmbio	0	-6,918	-2,592	-1,944	2	-6,943	-2,592	-1,944
Δ Dívida	0	-12,430	-2,592	-1,944	1	-12,375	-2,592	-1,944
Δ SELIC	0	-3,280	-2,592	-1,944	4	-3,597	-2,592	-1,944

Nota: para escolha da defasagem e do modelo foi utilizado o critério de informação de Schwarz.

* Com constante e sem tendência

** Com constante e tendência

*** Sem constante e sem tendência

Tabela 2: Teste de Cointegração de Johansen

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.299191	63.14262	47.85613	0.0010
At most 1	0.259089	32.92342	29.79707	0.0211
At most 2	0.074608	7.434025	15.49471	0.5277
At most 3	0.009872	0.843312	3.841466	0.3585

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-

Tabela 3: Resultado do Teste de Seleção de Defasagem do Modelo

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-447.6216	NA	0.940857	11.29054	11.40964	11.33829
1	-122.5380	609.5316	0.000415	3.563451	4.158958	3.802207
2	-47.06277	133.9686	9.41e-05	2.076569	3.148481*	2.506330*
3	-35.20943	19.85436	0.000105	2.180236	3.728553	2.801000
4	-12.05300	36.47137	8.93e-05	2.001325	4.026048	2.813094
5	1.750864	20.36070	9.66e-05	2.056228	4.557356	3.059002
6	20.27925	25.47653	9.40e-05	1.993019	4.970552	3.186797
7	42.97375	28.93549*	8.37e-05*	1.825656*	5.279595	3.210439
8	52.56999	11.27559	0.000106	1.985750	5.916094	3.561538

* Indica o número de defasagem selecionado pelo critério.

Tabela 4: Teste de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Teste

	Variável dependente							
	Câmbio		Dívida		IPCA		SELIC	
	Qui-Q.	Prob.	Qui-Q.	Prob.	Qui-Q.	Prob.	Qui-Q.	Prob.
Câmbio	-	-	4.466165	0.1072	24.42668	0.0000	3.188113	0.2031
Dívida	47.07255	0.0000	-	-	13.98839	0.0009	2.437057	0.2957
IPCA	0.740659	0.6905	7.129187	0.0283	-	-	16.82901	0.0002
SELIC	17.99025	0.0001	3.788862	0.1504	11.05581	0.0040	-	-
Total	49.96028	0.0000	14.98199	0.0204	62.46722	0.0000	24.54437	0.0004

O total representa apenas a soma da estatística qui-quadrado, não a soma das probabilidades.