

# UMA AVALIAÇÃO EMPÍRICA DOS EFEITOS DA TAXA DE JUROS SOBRE A TAXA DE CÂMBIO EM UM AMBIENTE DE DÉFICIT NOMINAL ZERO

Gabriela Bezerra de Medeiros\*  
Paulo Roberto de Sousa Freitas Filho\*  
Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón\*\*

## RESUMO

Este artigo tem como objetivo avaliar empiricamente os efeitos da taxa de juros sobre a taxa de câmbio sob a restrição de Déficit Nominal Zero (DNZ), proposta por Netto (2005). O modelo teórico utilizado é uma extensão do modelo IS-MP apresentado em Romer (2000, 2005). Os procedimentos econométricos consistiram na realização de testes de raiz unitária sem e com quebra estrutural na função de tendência, testes de cointegração padrões e com mudança estrutural no vetor de cointegração, e na estimação de modelos ARDL e de correção de erros. Os resultados mostraram que a taxa de câmbio não responde de forma significativa às alterações na taxa de juros, pelo menos no curto prazo. Adicionalmente, foram encontradas evidências de que a depreciação esperada da taxa de câmbio, o produto externo e a dívida do governo influenciam a dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio.

**Palavras-Chave:** déficit nominal zero, relação juros-câmbio, cointegração, modelo de correção de erro.

## ABSTRACT

This paper aims to analyze empirically the effects of the interest rate on the exchange rate under the zero nominal deficit constraint (ZND), proposed by Netto (2005). It is used a theoretical model which is an extension of the IS-MP model presented by Romer (2000, 2005). The econometric procedures consisted in performing unit-root tests with and without structural break in the trend function, standard cointegration tests and cointegration tests with structural change in the cointegrating vector, and the estimation of ARDL and error correction models. The results showed that the exchange rate does not respond significantly to changes in interest rates, at least in the short term. Additionally, evidence was found that the expected depreciation of the exchange rate, the external product and government debt influence the short-term dynamics of the exchange rate.

**Keywords:** zero nominal deficit, interest-exchange rates relationship, cointegration, error correction model.

**JEL Classification:** E62, E10, C32.

## 1 Introdução

Em 2005, o ex-Ministro Delfim Netto propôs uma nova meta para a política fiscal brasileira: o déficit nominal zero (DNZ).<sup>1</sup> Esta proposta consiste na adoção de superávits primários

---

\* Mestrando em Economia pela UFPB.

\*\* Professor do PPGE/UFPB.

<sup>1</sup> Ver Netto (2005).

crescentes para que, em um prazo de cinco anos, o déficit nominal zero seja alcançado. Uma vez atingida essa meta, haveria um espaço para a redução da taxa de juros. Com uma taxa de juros menor, os investimentos aumentariam e a taxa de câmbio se depreciaria, propiciando assim uma melhoria no saldo da balança comercial e no PIB, entre outros benefícios.

O objetivo deste trabalho é avaliar empiricamente os efeitos da taxa de juros sobre a taxa de câmbio sob a restrição de DNZ, proposta por Netto (2005). Em específico, procura-se testar se, com a implementação do DNZ, uma redução da taxa de juros provoca uma depreciação cambial. Adicionalmente, este trabalho investiga os determinantes da taxa de câmbio nominal. Dado que as variáveis consideradas no trabalho são séries de tempo, utilizam-se procedimentos econométricos de testes de raiz unitária sem e com quebra estrutural na função de tendência, testes de cointegração padrões e com mudança estrutural no vetor de cointegração, e estimação de modelos ARDL e de correção de erros.

Para a consecução do objetivo proposto, este artigo fundamenta-se teoricamente no modelo IS-MP proposto por Romer (2000, 2005). O modelo é apropriado à realidade brasileira após a implantação do regime de metas de inflação uma vez que considera um regime de câmbio flutuante e o banco central conduzindo a política monetária através de alterações na taxa de juros. Seguindo Shikida et al. (2008), são realizadas duas extensões ao modelo: i) a inserção da renda disponível considerando a presença de títulos públicos nas carteiras dos agentes privados; e ii) a inserção da restrição de DNZ.

A literatura sobre a relação entre a taxa de juros e a taxa de câmbio têm sido inconclusiva. Meese (1990) afirma que os economistas ainda não entendem os determinantes das variações de curto e longo prazo nas taxas de câmbio. Sanchez (2008) procura explicar a relação entre a taxa de câmbio e a taxa de juros numa pequena economia aberta. O modelo teórico apresentado por esse autor mostra que, condicional a um choque adverso no prêmio de risco, a correlação entre as taxas de câmbio e de juros é negativa para uma depreciação expansionista e positiva para uma depreciação contracionista. Hnatkovska et al. (2008) mostram teoricamente e quantitativamente que a relação entre a taxa de câmbio e a taxa de juros não é monotônica. Em específico, esses autores verificam que a resposta da taxa de câmbio depende do tamanho do aumento da taxa de juros e do seu nível inicial. Shikida et al. (2008) analisaram a proposta de DNZ e a relação juros-câmbio e concluíram que os efeitos da taxa de juros sobre a taxa de câmbio dependem tanto da resposta do banco central a mudanças no produto, quanto da relação entre a sensibilidade-produto das transações correntes e da sensibilidade-taxa de juros do movimento de capitais.

Estudos empíricos que examinaram diretamente a relação entre câmbio e taxa de juros encontraram resultados conflitantes. Para os países do G7, Eichenbaum e Evans (1995) afirmaram que as inovações positivas na taxa de juros tendem a apreciar o câmbio.<sup>2</sup> Calvo e Reinhart (2002) descobriram que, para países em desenvolvimento, não há nenhuma relação sistemática entre as duas variáveis. Considerando uma amostra composta de países da OCDE e economias em desenvolvimento, Kraay (2003) apresenta evidências de que o aumento da taxa de juros não consegue proteger a moeda de ataques especulativos e evitar depreciações cambiais. Goldfajn e Baig (1998) e Gould e Kamin (2000) consideram os efeitos das taxas de juros sobre as taxas de câmbio para cinco países asiáticos durante a crise financeira do leste asiático e encontram que os impactos da política monetária sobre a taxa de câmbio são mistos ou insignificantes. Ao analisar as economias do Brasil, Coréia do Sul e Tailândia, Hnatkovska et al. (2008) encontram que os métodos empíricos comumente utilizados não conseguem detectar uma relação sistemática entre a taxa de juros e a taxa de câmbio. Faleiros e Alves (2010), analisando seis países incluindo o Brasil, concluem que são poucos os momentos em que variações na taxa de juros causam no sentido de Granger variações da taxa de câmbio, principalmente na existência de ataques especulativos.

Este trabalho está organizado em quatro seções, além dessa introdução. A segunda seção é reservada à exposição das idéias de Delfim Netto acerca da meta de DNZ para a política fiscal brasileira. Na terceira seção, apresenta-se o modelo IS-MP com a restrição de DNZ e se analisa os efeitos teóricos de variações na taxa de juros sobre a taxa de câmbio. A quarta seção discorre sobre os procedimentos metodológicos e os resultados da análise empírica sobre a relação existente entre juros-câmbio. Por fim, a última seção é consagrada à apresentação das conclusões do trabalho.

## **2 A estratégia de Netto (2005)**

A sugestão de Netto (2005) era a de que o governo estabelecesse metas de superávits primários progressivos com a finalidade de que o déficit nominal zero fosse alcançado em um prazo de cinco anos. Uma vez atingido o DNZ, haveria um espaço para a redução da taxa de juros. Com isso, o governo não teria a obrigação de endividamento para cobrir as suas despesas, o que diminuiria a relação Dívida Líquida/PIB ao longo do tempo.

---

<sup>2</sup> Inovação positiva na taxa de juros refere-se a um aumento nesta variável.

Para Delfim, a credibilidade do programa dependerá da confiabilidade despertada junto aos agentes econômicos. Para tanto, seria necessário estabelecer uma emenda constitucional como disposição transitória. Tais medidas constantes nessa emenda deveriam ser radicalizadas, pois passados dez anos desde a implementação do Plano Real, o objetivo do equilíbrio das contas públicas no longo prazo continuava sendo um problema, fazendo com que os agentes perdessem a confiança nas promessas do Executivo.

A emenda constitucional deveria conter as seguintes propostas:

- i) redução da dívida interna em dólares referenciada em reais. Com essa medida cairia a dependência Dívida/PIB com relação às flutuações na taxa de câmbio;
- ii) reduzir as vinculações da Receita da União e promover um "choque de gestão" apto a aumentar a produtividade do setor público;
- iii) um congelamento das despesas ao invés de um aumento dos impostos, instituindo uma expectativa de baixa na taxa de real de juros, que irá facilitar a Secretaria do Tesouro substituir parte da dívida vinculada à taxa Selic para papéis pré-fixados e, assim, aumentar a potência da política monetária;
- iv) a redução da taxa de juros real e uma redução das tarifas alfandegárias irão estimular uma depreciação da taxa de câmbio e elevação do investimento privado. Dado isto, o PIB cresceria de forma acelerada sem pressão inflacionária.

Dado o conjunto de medidas propostas por Delfim a fim de zerar o déficit nominal em um prazo de cinco anos, o presente trabalho procura analisar empiricamente a relação juros-câmbio sob esse regime de política fiscal. Em outras palavras, deseja-se saber se, sob a restrição de DNZ, uma redução da taxa de juros irá proporcionar uma subsequente depreciação cambial.

### **3 O modelo IS-MP com restrição do DNZ**

Para analisar a relação juros-câmbio, utilizou-se o modelo teórico IS-MP, proposto por Romer (2000, 2005), acrescido da restrição de DNZ. Duas vantagens em se utilizar esse arcabouço teórico no lugar do modelo IS-LM tradicional podem ser destacadas. A primeira é que o modelo IS-MP considera que a autoridade monetária adota uma regra de taxa de juros no lugar de uma regra de oferta de moeda. Esta característica é adequada para o Brasil uma vez que o principal instrumento de política monetária do Banco Central é a taxa Selic. A segunda

vantagem é que a taxa de juros doméstica pode ser diferente da taxa de juros externa, permitindo que o Banco Central utilize uma regra de taxa de juros.

O modelo IS-MP com restrição de DNZ pode ser descrito pelas seguintes equações:

$$Y = C(Y^d) + I(r) + G + TC(Y, Y^*, \theta) \quad (1)$$

$$r = r(Y) \quad (2)$$

$$\begin{aligned} TC(Y, Y^*, \theta) &= MKR(i - \varepsilon) \\ &= MKR(r + \pi^e - \varepsilon) \end{aligned} \quad (3)$$

$$G = T(Y + iB) - iB \quad (4)$$

$$Y^d = Y + iB - T(Y + iB) \quad (5)$$

$$\theta = \frac{EP^*}{P} \quad (6)$$

em que

$Y$  = produto total;

$C$  = consumo privado;

$Y^d$  = renda disponível;

$i$  = taxa nominal de juros;

$r$  = taxa real de juros;

$MKR$  = saída líquida de capitais;

$\pi^e$  = inflação esperada;

$\varepsilon$  = desvalorização esperada da taxa de câmbio;

$TC$  = transações correntes;

$Y^*$  = renda externa;

$\theta$  = taxa de câmbio real;

$G$  = despesas do governo;

$T$  = impostos;

$B$  = estoque de títulos em poder do público;

$E$  = taxa de câmbio nominal (R\$/US\$);

$P^*$  = preço externo;

$P$  = preço doméstico;

e os coeficientes são tais que

$$0 < C_{y_d} < 1, r_y > 0, I_r < 0, MKR_r < 0, MKR_{\pi^e} < 0, TC_\theta > 0, TC_y < 0, TC_{y^*} > 0, MKR_\varepsilon > 0, T_i < 0, T_B > 0, T_y > 0.$$

onde de  $y$  subscrito  $x$  ( $y_x$ ) denota a derivada parcial de  $y$  com relação a  $x$  ( $\partial y/\partial x$ ).

A expressão (1) é a equação da curva IS que representa o equilíbrio no mercado de bens. A regra da taxa de juros adotada pelo banco central é descrita na equação (2). De acordo com essa função de reação, a autoridade monetária aumenta a taxa real de juros quando o produto aumenta, isto é, assume-se que  $r(Y)$  é uma função crescente. A equação (3) representa o equilíbrio no balanço de pagamento, em que o saldo das transações correntes ( $TC$ ) é igual à saída líquida de capitais ( $MKR$ ). Dado a equação de Fischer,  $r = i - \pi^e$  (e, assim,  $i = r + \pi^e$ ), pode-se expressar a saída líquida de capitais como uma função da taxa real de juros, da inflação esperada e desvalorização esperada da taxa de câmbio.

A condição de DNZ é expressa através da equação (4). Como em Shikida et al. (2008), a restrição orçamentária para o governo foi inserida no modelo em termos nominais, considerando assim o pagamento dos juros dos títulos da dívida pública.

A equação (5) representa a renda disponível. Barbosa (1992) modela a equação da renda disponível considerando o investimento em títulos públicos e, conseqüentemente, a influência da taxa de juros real sobre o consumo intertemporal. Destarte, a magnitude do efeito renda e do efeito substituição irá determinar o efeito final produzido por uma variação na taxa de juros real. Segundo Nakagawa e Oshima (2000), o efeito substituição é geralmente maior que o efeito renda, o que implica que uma redução (aumento) da taxa de juros eleva (diminui) o consumo presente. Por último, a expressão (6) é a definição da taxa de câmbio real.

Substituindo as equações (3) e (4) em (1), chega-se a seguinte expressão para a curva IS:

$$Y = C(Y_d) + I(r) + T(Y + iB) - iB + MKR(r + \pi^e - \varepsilon) \quad (1')$$

Supondo  $P=1$  ( $dP=0$ ) e diferenciando totalmente as equações (1), (2) e (3), tem-se:

- Curva IS

$$dY = \frac{1}{[1 - T_y - C_{y_d}(1 - T_y)]} \left\{ \begin{aligned} & \left[ (C_{y_d} - 1)(1 - T_i) \right] B di + \left[ (C_{y_d} - 1)(1 - T_B) \right] i dB + \\ & + (I_r + MKR_r) dr + MKR_{\pi^e} d\pi^e - MKR_\varepsilon d\varepsilon \end{aligned} \right\} \quad (7)$$

- Curva MP

$$dr = r_y dY \quad (8)$$

- Curva BP

$$TC_y dY + TC_{y^*} dY^* + TC_\theta \left[ \frac{P^*}{P} dE + \frac{E}{P} dP^* - \frac{EP^*}{P^2} dP \right] = MKR_r dr + MKR_{\pi^e} d\pi^e - MKR_\varepsilon d\varepsilon \quad (9)$$

$$dE = \frac{1}{TC_\theta P^*} \left\{ -TC_y dY - TC_{y^*} dY^* - TC_\theta E dP^* + MKR_r dr + MKR_{\pi^e} d\pi^e - MKR_\varepsilon d\varepsilon \right\} \quad (10)$$

Substituindo (7) e (8) em (10), obtém-se a equação de equilíbrio para a taxa de câmbio nominal:

$$dE = \frac{MKR_r r_y - TC_y}{TC_\theta P^*} \frac{1}{\kappa} \left\{ \left[ (C_{Y_d} - 1)(1 - T_i) \right] B di + \left[ (C_{Y_d} - 1)(1 - T_B) \right] i dB + \right. \\ \left. - \frac{TC_{y^*}}{TC_\theta P^*} dY^* - \frac{TC_\theta E}{TC_\theta P^*} dP^* + \frac{MKR_{\pi^e}}{TC_\theta P^*} d\pi^e - \frac{MKR_\varepsilon}{TC_\theta P^*} d\varepsilon \right\} \quad (11)$$

onde

$$\kappa = 1 - T_y - C_{y_d} (1 - T_y) - (I_r + MKR_r) r_y \quad (12)$$

Desse modo, a taxa de câmbio de equilíbrio pode ser simplificada na expressão a seguir:

$$dE = c_1 di + c_2 dB + c_3 dY^* + c_4 dP^* + c_5 d\pi^e + c_6 d\varepsilon \quad (13)$$

em que

$$c_1 = \frac{(MKR_r r_y - TC_y) \left[ (C_{Y_d} - 1)(1 - T_i) \right] B}{TC_\theta P^* \kappa}; \quad (14)$$

$$c_2 = \frac{(MKR_r r_y - TC_y) \left[ (C_{Y_d} - 1)(1 - T_B) \right] i}{TC_\theta P^* \kappa}; \quad (15)$$

$$c_3 = -\frac{TC_{y^*}}{TC_\theta P^*}; \quad (16)$$

$$c_4 = \frac{E}{P^*}; \quad (17)$$

$$c_5 = \frac{(MKR_r r_y - TC_y + \kappa) MKR_{\pi^e}}{TC_\theta P^* \kappa}; \quad (18)$$

$$c_6 = -\frac{(MKR_r r_y - TC_y + \kappa) MKR_\varepsilon}{TC_\theta P^* \kappa}. \quad (19)$$

Considerando  $dY^* = dP^* = dr = d\pi^e = d\varepsilon = dG = dB = 0$ , pode-se observar que a resposta da taxa de câmbio de equilíbrio a uma variação da taxa de juros é dada por:<sup>3</sup>

$$\frac{dE}{di} = \frac{(MKR_r r_y - TC_y) \left[ (C_{Y_d} - 1)(1 - T_i) \right] B}{TC_\theta P^* \left[ (I_r + MKR_r) r_y - 1 + T_y + C_{Y_d} (1 - T_y) \right]} \quad (20)$$

Assim, tem-se que:

$$i) \text{ se } MKR_r r_y - TC_y > 0 \Rightarrow \frac{dE}{di} < 0 \quad (21)$$

$$ii) \text{ se } MKR_r r_y - TC_y < 0 \Rightarrow \frac{dE}{di} > 0 \quad (22)$$

De acordo com as expressões (21) e (22), a resposta da taxa de câmbio à taxa de juros pode ser positiva ou negativa dependendo dos coeficientes que medem: i) a sensibilidade da saída líquida de capitais a taxa de juros ( $MKR_r$ ); ii) a resposta da taxa real de juros ao nível de renda ( $r_y$ ); iii) a sensibilidade das transações correntes ao nível de renda ( $TC_y$ ).

## 4 Resultados

Tendo em vista que os sinais das equações (21) e (22) não são bem definidos, o presente trabalho realiza uma análise empírica para investigar a relação existente entre juros-câmbio dada a restrição do DNZ proposta por Delfim Netto.

<sup>3</sup> O resultado apresentado aqui difere do encontrado por Shikida et al. (2008) em razão da diferenciação da função consumo presente na curva IS. Dado que  $C = C(Y_d) = C(Y + iB - T(Y + iB))$ , esses autores consideram que  $dC = C_y dY + BC_y di + iC_B dB - (T_y dY + BT_y di + iT_B dB)$ , enquanto este trabalho denotou essa diferenciação como  $dC = C_{Y_d} dY + C_{Y_d} B di + C_{Y_d} i dB - C_{Y_d} T_y dY - C_{Y_d} T_i B di - C_{Y_d} T_B i dB$ .



## 4.1 Descrição das variáveis utilizadas

O período de análise está compreendido entre os meses de dezembro de 2001 a dezembro de 2010.<sup>4</sup> As variáveis utilizadas são de periodicidade mensal e foram obtidas junto aos *sites* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), e do Banco Central do Brasil.<sup>5</sup> São elas:

- i) taxa de câmbio nominal ( $E_t$ ): é a taxa de câmbio nominal R\$/US\$ (comercial-venda-média do período);
- ii) taxa de juros nominal ( $i_t$ ): é a taxa de juros Selic mensal e anualizada;
- iii) taxa de inflação esperada ( $\pi_t^e$ ): é a taxa de inflação esperada (medida pelo IPCA) para os próximos doze meses coletada do relatório FOCUS do Banco Central do Brasil;
- iv) produto externo ( $Y_t^*$ ): o índice da produção industrial dos países membros da OCDE (média de 2005 = 100) foi considerado como *proxy* para o produto externo;
- v) nível de preços externo ( $P_t^*$ ): o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) ajustado sazonalmente para os países membros da OCDE (média de 2005 = 100) foi tomado como *proxy* para o nível de preços externo;
- vi) dívida líquida total real ( $B_t$ ): é a dívida líquida total do setor público deflacionada pelo IGP-DI. Para esta série foi construído um índice tomando como base a média do ano de 2005;
- vii) depreciação esperada da taxa de câmbio ( $\varepsilon_t$ ): esta variável foi construída de acordo com a expressão  $[(E_{t+1/t} - E_t)/E_t].100$ , onde  $E_{t+1/t}$  é o valor esperado no mês  $t$  para a taxa nominal de câmbio no mês  $t+1$ . Essa variável está contida no Relatório FOCUS do Banco Central do Brasil.

As variáveis taxa de câmbio, produto externo, nível de preços externo e dívida do governo são expressas em logaritmo natural, enquanto as variáveis taxa de juros, depreciação esperada da taxa câmbio e a taxa de inflação esperada são dadas por  $\ln[1+(i_t/100)]$ ,  $\ln[1+(\varepsilon_t/100)]$  e  $\ln[1+\pi_t^e/100]$ .

Antes de proceder com as estimações, testou-se se as variáveis descritas acima são estacionárias. A estacionariedade de uma série temporal se dar quando as suas média e variância permanecem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância em dois períodos de tempo depende apenas da distância entre esses dois períodos.

---

<sup>4</sup> A escolha deste período deveu-se a disponibilidade dos dados para todas as variáveis consideradas no trabalho.

<sup>5</sup> A utilização de frequência mensal é justificada por captar mais adequadamente a dinâmica da taxa de câmbio que oscila e muda de patamar rapidamente.

Inicialmente, a ordem de integração das variáveis foi investigada através de seis testes, a saber: ADF (*Augmented Dickey-Fuller*); Phillips-Perron (PP); KPSS, proposto por Kwiatkowski et al. (1992); ERS, de Elliot et al. (1996); e os testes  $MZ_{\alpha}^{GLS}$  e  $MZ_t^{GLS}$ , sugerido por Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001). A hipótese nula dos testes ADF, PP, ERS,  $MZ_{\alpha}^{GLS}$  e  $MZ_t^{GLS}$  é que a série é não-estacionária (ou raiz unitária), enquanto o teste KPSS testa a hipótese nula de que a série é estacionária. Como indicado por Ng e Perron (2001), a escolha do número de defasagens ( $k$ ) se baseou no critério de informação Akaike Modificado (MAIC) considerando um número máximo de defasagens de  $k_{max} = \text{int}(12(T/100)^{1/4}) = 12$ . Foram incluídas como componentes determinísticos a constante ( $c$ ) e uma tendência linear ( $t$ ) para o caso em que esses componentes foram estatisticamente significativos.

Tabela 1: Testes de raiz unitária

Variável	Regressores Exógenos	ADF(k)	PP	KPSS	ERS(k)	$MZ_{\alpha}^{GLS}(k)$	$MZ_t^{GLS}(k)$
$E_t$	c,t	-3,35*** (1)	-3,07 <sup>n.s</sup>	0,10 <sup>n.s</sup>	13,0 <sup>n.s</sup> (1)	-2,96 <sup>n.s</sup> (11)	-1,20 <sup>n.s</sup> (11)
$\Delta E_t$	c	-	-6,74*	-	0,56*(0)	-21,1*(4)	-3,25*(4)
$i_t$	c,t	-5,04*(1)	-2,83 <sup>n.s</sup>	0,05 <sup>n.s</sup>	2,43*(1)	-16,2*** (9)	-2,84*** (9)
$B_t$	c,t	-4,10*(9)	-2,48 <sup>n.s</sup>	0,11 <sup>n.s</sup>	6,10*** (9)	-21,4** (9)	-3,26** (9)
$Y_t^*$	c,t	-2,19 <sup>n.s</sup> (4)	-1,83 <sup>n.s</sup>	0,20**	9,65 <sup>n.s</sup> (4)	-10,2 <sup>n.s</sup> (4)	-2,24 <sup>n.s</sup> (4)
$\Delta Y_t^*$	c	-3,11** (1)	-4,75*	0,12 <sup>n.s</sup>	1,70*(1)	-15,0*(1)	-2,74*(1)
$P_t^*$	c,t	-1,03 <sup>n.s</sup> (8)	-2,23 <sup>n.s</sup>	0,15***	21,2 <sup>n.s</sup> (8)	-13,0 <sup>n.s</sup> (2)	-2,44 <sup>n.s</sup> (2)
$\Delta P_t^*$	c	-5,51*(0)	-4,65*	0,11 <sup>n.s</sup>	0,84*(0)	-26,1*(10)	-3,59*(10)
$\pi_t^e$	c,t	-1,89*(12)	-2,73 <sup>n.s</sup>	0,11 <sup>n.s</sup>	104,2 <sup>n.s</sup> (12)	-7,14 <sup>n.s</sup> (0)	-1,86 <sup>n.s</sup> (0)
$\Delta \pi_t^e$	c	-5,78*(0)	-5,71*	-	1,97** (0)	-5,79*** (12)	-1,65*** (12)
$\varepsilon_t$	c	-4,86*(0)	-4,88*	0,10 <sup>n.s</sup>	3,20*** (0)	-2,56 <sup>n.s</sup> (8)	-1,04 <sup>n.s</sup> (8)
$\Delta \varepsilon_t$	c	-	-	-	-	-98,0*(0)	-6,98*(4)

Nota: \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 10%. <sup>n.s</sup> Não- significativo.

Os testes da Tabela 1 mostram, em geral, que não se pode rejeitar a hipótese nula da presença de raiz unitária nas séries de taxa de câmbio, produto externo, nível de preços externo e inflação esperada. Entretanto, pode-se rejeitar a hipótese nula de que a primeira diferença dessas variáveis é não-estacionária, o que implica em dizer que elas são I(1). Para a expectativa de desvalorização cambial, os resultados dos testes ADF, PP, KPSS e ERS sugerem que esta variável é I(0), enquanto os testes  $MZ_{\alpha}^{GLS}$  e  $MZ_t^{GLS}$  mostram que ela é I(1). Por fim, os testes indicam que a taxa Selic e a dívida total são variáveis estacionárias.

Sabe-se que os resultados dos testes de raiz unitária podem ser severamente afetados se há quebras na função de tendência determinística.<sup>6</sup> Diante disso, dois procedimentos são

<sup>6</sup> Por exemplo, Perron (1989) mostra que o teste DF não é consistente se a hipótese alternativa é a de um componente de ruído estacionário com uma quebra na inclinação da tendência determinística. Leybourne et al.

tomados. Primeiro, utiliza-se a estatística  $\text{Exp-W}_{\text{FS}}$ , proposta por Perron e Yabu (2009), para testar a hipótese nula de ausência de quebra estrutural na função de tendência contra a hipótese alternativa de uma quebra no intercepto e inclinação da função tendência em data desconhecida.<sup>7</sup> Uma vez constatada uma mudança estrutural na tendência da série, são realizados testes de raiz unitária com quebra. Aqui, segue-se Carrion-i-Silvestre et al. (2009) e utilizam-se as estatísticas  $\text{MZ}_a^{\text{GLS}}(\lambda^0)$  e  $\text{MZ}_t^{\text{GLS}}(\lambda^0)$  para testar a hipótese nula de raiz unitária permitindo uma quebra estrutural na função tendência em data desconhecida sob ambas as hipóteses nula e alternativa.<sup>8</sup>

Tabela 2: Teste para mudança estrutural, em data desconhecida, no nível e tendência da série

Variável	Estatística $\text{Exp-W}_{\text{FS}}$	Data da quebra
$E_t$	0,808 <sup>n.s</sup>	-
$\Delta E_t$	0,705 <sup>n.s</sup>	-
$i_t$	0,330 <sup>n.s</sup>	-
$B_t$	1,074 <sup>**</sup>	-
$Y_t^*$	8,410 <sup>*</sup>	2008:10
$\Delta Y_t^*$	4,337 <sup>**</sup>	2008:07
$P_t^*$	8,986 <sup>*</sup>	2008:02
$\Delta P_t^*$	1,185 <sup>n.s</sup>	-
$\pi_t^e$	7,816 <sup>*</sup>	2003:06
$\Delta \pi_t^e$	-0,213 <sup>n.s</sup>	-
$\varepsilon_t$	0,701 <sup>n.s</sup>	-
$\Delta \varepsilon_t$	0,838 <sup>n.s</sup>	-

Nota: \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. n.s Não- significativo.

Os resultados do teste para mudança estrutural no intercepto e na inclinação da tendência das séries analisadas neste trabalho são apresentados na Tabela 2. Como se pode observar, a hipótese nula de ausência de quebra na tendência é rejeitada para as séries do produto externo e sua primeira diferença, nível de preços externo e inflação esperada. A data da quebra estimada para inflação esperada foi junho de 2003. Esse período marcou o início da tendência de queda da inflação e das expectativas inflacionárias após a forte depreciação cambial de 2002 ter exercido grande efeito positivo sobre o nível de preços da economia

(1998) e Leybourne e Newbold (2000) mostram que distorções de tamanho do teste ADF podem ocorrer principalmente quando a quebra está presente no início da amostra.

<sup>7</sup> Perron e Yabu (2009) apresentam testes para quebra estrutural na função de tendência que não necessitam de um conhecimento, *a priori*, se o componente de ruído da série é estacionário ou apresenta uma raiz unitária. Esses autores mostram ainda que, para o caso em que a quebra estrutural é desconhecida, o funcional  $\text{Exp-W}_{\text{FS}}$  do teste de Wald produz um teste com distribuições limites quase idênticas para o caso de um componente de ruído I(0) ou I(1). Em razão disso, os procedimentos de testes com quase o mesmo tamanho podem ser obtidos para aqueles dois casos.

<sup>8</sup> Nesses testes, a escolha de  $k$  também foi baseada no critério MAIC e o número máximo de defasagens foi fixado em 12.

brasileira. Para o produto e nível de preços externos, as datas das quebras se concentraram no ano de 2008, refletindo assim os efeitos da forte crise econômica mundial observada neste período.

Os testes de raiz unitária com quebra estrutural são apresentados na Tabela 3 apenas para as variáveis onde foi possível obter evidências de quebra na função de tendência. Como se pode verificar, para um nível de significância de 10%, os testes realizados indicam que o produto externo é uma variável I(1). Para a inflação esperada, os resultados dos testes  $MZ_{\alpha}^{GLS}(\lambda^0)$  e  $MZ_t^{GLS}(\lambda^0)$  em conjunto com aqueles apresentados na Tabela (1) mostram que somente a primeira diferença dessa variável é estacionária. Em relação ao nível de preços externo, encontraram-se evidências que essa variável é estacionária com uma quebra estrutural na sua função de tendência.

Tabela 3: Teste de raiz unitária com quebra estrutural desconhecida no nível e tendência da série temporal

Variável	Regressores Exógenos	K	$MZ_{\alpha}^{GLS}(\lambda^0)$	$MZ_t^{GLS}(\lambda^0)$
$Y_t^*$	c,t	0	-2,52 <sup>n.s</sup>	-1,04 <sup>n.s</sup>
$\Delta Y_t^*$	c,t	1	-21,9 <sup>***</sup>	-3,31 <sup>***</sup>
$P_t^*$	c,t	2	-27,1 <sup>**</sup>	-3,68 <sup>**</sup>
$\pi_t^e$	c,t	8	-11,5 <sup>n.s</sup>	-2,31 <sup>n.s</sup>

Nota: \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 10%. <sup>n.s</sup> Não- significativo.

Em suma, o conjunto de testes mostrados acima indica que a taxa de câmbio, produto externo, inflação esperada e a depreciação esperada da taxa de câmbio são variáveis I(1), enquanto que a taxa Selic, a dívida do governo e o nível de preços externo são variáveis estacionárias.

#### 4.2 Teste de cointegração: métodos de Engle e Granger (1987), Phillips e Ouliaris (1990), e Carrion-i-Silvestre e Sansó (2006)

Dado a presença de variáveis I(1), será necessário empregar a análise de cointegração como forma de estimação da equação para a taxa de câmbio de equilíbrio a fim de evitar os problemas advindos da prática de regressões espúrias. Quando uma combinação linear das variáveis integradas de ordem I(1) é estacionária, diz-se que essas variáveis são cointegradas, ou seja, apresentam uma relação de equilíbrio no longo prazo. Destarte, deve-se incluir o desvio de longo prazo (a relação de cointegração) no modelo de correção de erros estimado para analisar a dinâmica de curto prazo da variável dependente.

Neste trabalho, os testes de cointegração foram inicialmente feitos através das metodologias desenvolvidas por Engle e Granger (1987) e Phillips e Ouliaris (1990). O método de Engle-Granger e Phillips-Ouliaris consiste em duas etapas. Na primeira, estima-se a seguinte equação:

$$E_t = c_0 + c_1 Y_t^* + c_2 \pi_t^e + c_3 \varepsilon_t + e_t \quad (23)$$

A segunda etapa consiste em realizar um teste de raiz unitária para os resíduos obtidos na regressão (23). Neste caso, testar a hipótese nula de não cointegração contra a alternativa de cointegração corresponde a testar a hipótese nula de raiz unitária nos resíduos. As duas abordagens empregadas diferem quanto ao teste de raiz unitária. Enquanto que a metodologia de Engle-Granger utiliza o teste ADF, o método de Phillips-Ouliaris usa o teste de raiz unitária de Phillips-Perron (PP).

A especificação dos testes de cointegração descritos acima tem sido criticada por duas razões. Primeiro, visto que a hipótese de cointegração é de interesse primário, Engle (1987), Phillips e Ouliaris (1990), Hansen (1992) e outros tem argumentado que a hipótese nula mais apropriada é a de existência de cointegração ao invés da hipótese nula de ausência de cointegração.<sup>9</sup> Em segundo lugar, os testes de Engle-Granger e Phillips-Ouliaris não levam em conta possíveis quebras estruturais na relação de cointegração. Como destacado por Gregory e Hansen (1996), esses testes não são apropriados porque uma quebra no vetor de cointegração altera a distribuição das estatísticas utilizadas. Gregory et al. (1996) mostram que a hipótese nula de ausência de cointegração não é rejeitada quando a relação de cointegração é instável.

Diante desses problemas, este trabalho usa o teste desenvolvido por Carrion-i-Silvestre e Sansó (2006) para a hipótese nula de cointegração contra a hipótese alternativa de ausência de cointegração considerando uma quebra estrutural sob ambas as hipóteses. O teste é baseado em uma extensão multivariada do teste KPSS e leva em consideração a presença de regressores endógenos. Carrion-i-Silvestre e Sansó (2006) derivam o teste para quebra estrutural, em data conhecida ou desconhecida, no componente determinístico e/ou nos parâmetros do componente estocástico do vetor de cointegração. Quando a mudança de regime é considerada desconhecida, a data da quebra é estimada através da minimização da soma dos quadrados dos resíduos.

---

<sup>9</sup> Park e Phillips (1988), Leybourne and McCabe (1993), Shin (1994), McCabe et al. (1997), Xiao e Phillips (2002) são alguns exemplos de trabalhos que propõe metodologias para testar a hipótese nula de cointegração.

A Tabela 4 mostra os resultados dos testes de Engle-Granger e Phillips-Ouliaris, e do teste SC proposto por Carrion-i-Silvestre e Sansó (2006). O teste SC foi realizado levando em conta a possibilidade de uma mudança estrutural tanto no componente determinístico, como também no vetor de cointegração. Para todos os casos considerados, os testes de Engle-Granger e Phillips-Ouliaris não rejeitam a hipótese nula de que não há relação de cointegração entre as variáveis analisadas. Em adição, o teste SC mostra que se pode rejeitar a hipótese nula de cointegração para um nível de significância de 5%.

Tabela 4: Testes de cointegração

	Engle-Granger	Phillisp-Ouliaris	H <sub>0</sub> : Cointegração com quebra desconhecida	
			Estat. SC	Data da quebra
Constante	-1,30 <sup>n.s</sup>	-1,47 <sup>n.s</sup>	0,095 <sup>**</sup>	2002:09
Constante e Tendência	-3,37 <sup>n.s</sup>	-3,16 <sup>n.s</sup>	0,051 <sup>**</sup>	2004:09

Nota: <sup>n.s</sup> Não-significativo. <sup>\*\*</sup> Significativo a 5%.

Como não encontrou evidências a favor da existência de cointegração, um modelo ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*) para a variação taxa de câmbio foi inicialmente estimado com as defasagens em  $t-1$  e  $t-2$  das variáveis  $I(1)$  em primeira diferença, e das variáveis  $I(0)$  em nível.<sup>10</sup> Foi necessário inserir uma variáveis *Dummy* (com valor igual a 1 nos meses de setembro e outubro de 2008, e 0 caso contrário) a fim de capturar a forte depreciação cambial observada no período. Para se chegar à especificação final estimada, excluíram-se as variáveis cujos parâmetros estimados foram insignificantes sempre que essa decisão levou a um aumento do  $R^2$ -ajustado.<sup>11</sup>

Os resultados apresentados na Tabela 5 indicam que a taxa de câmbio não responde a taxa de juros nos períodos  $t-1$  e  $t-2$ . Esse resultado difere da proposição delfiniana de que, ao se atingir o DNZ, a taxa de juros se reduziria e, conseqüentemente, a taxa de câmbio se depreciaria. Embora Hnatkovska et al. (2008) e Faleiros e Alves (2010) não tenham considerado a existência de uma DNZ, eles chegaram a conclusão de que não há uma clara resposta sistemática da taxa de câmbio a variações na taxa de juros no Brasil.

Verifica-se também que a taxa de câmbio é afetada positivamente por ela mesma no período  $t-2$ , e negativamente pela expectativa de depreciação cambial em  $t-1$ . Além disso, os resultados mostram que um aumento na dívida do governo parece ter um efeito positivo e

<sup>10</sup> Também foi estimado um modelo com todas as variáveis,  $I(1)$  e  $I(0)$ , em primeira diferença. Em geral, os resultados não mudaram e podem ser disponibilizados pelos autores depois de requeridos.

<sup>11</sup> A taxa de juros Selic foi mantida na especificação porque o objetivo do trabalho é testar o seu efeito sobre a taxa de câmbio.

significativo sobre a taxa de câmbio. Os demais coeficientes não foram estatisticamente significativos, sugerindo que as variáveis inflação esperada, produto externo e preço externo não afetam a taxa de câmbio.

Tabela 5: Estimativas dos parâmetros de um modelo ARDL para a taxa de câmbio

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão
$\Delta E_{t-2}$	0,3893 <sup>**</sup>	0,1533
$i_{t-1}$	-0,3196 <sup>n.s</sup>	0,6697
$i_{t-2}$	0,2249 <sup>n.s</sup>	0,6590
$B_{t-1}$	0,3977 <sup>**</sup>	0,1696
$B_{t-2}$	-0,2565 <sup>n.s</sup>	0,1785
$\Delta Y_{t-1}^*$	0,9439 <sup>n.s</sup>	0,6416
$\Delta Y_{t-2}^*$	-0,7644 <sup>n.s</sup>	0,5624
$P_{t-1}^*$	-1,7047 <sup>n.s</sup>	1,3831
$P_{t-2}^*$	1,5652 <sup>n.s</sup>	1,3647
$\Delta \varepsilon_{t-1}$	-0,2385 <sup>**</sup>	0,0951
$\Delta \varepsilon_{t-2}$	0,1815 <sup>n.s</sup>	0,1277
<i>Dummy</i>	0,1672 <sup>*</sup>	0,0261
$R^2$	0,461	
$R^2$ -ajustado	0,397	
LB(12)	0,492	
ARCH(12)	0,391	
WHITE	0,216	
JB	0,856	

Nota: <sup>\*</sup> Significativo a 1%. <sup>\*\*</sup> Significativo a 5%. <sup>\*\*\*</sup> Significativo a 10%.  
<sup>n.s</sup> Não- significativo.

#### 4.3 Teste de cointegração: procedimento de Johansen (1995)

O procedimento de Johansen (1988, 1995), assim como os de Engle e Granger (1987) e Phillips e Ouliaris (1990), procura verificar se as séries não-estacionárias são cointegradas. No entanto, a metodologia de Johansen (1995) difere daquelas porque admite a possibilidade de encontrar mais de um vetor de cointegração.

O passo inicial do procedimento de Johansen (1995) consiste na estimação de um modelo VAR. No presente trabalho, o VAR a ser estimado inclui variáveis I(1) e variáveis I(0). Neste caso, os valores críticos de Johansen (1995) não são apropriados em razão da existência de parâmetros de incômodo (*nuisance parameters*) na distribuição da estatística traço para o *rank* de cointegração. Diante disso, optou-se por utilizar a metodologia proposta por Rahbek e Mosconi (1999) que consiste em acrescentar ao VAR as somas cumulativas das variáveis I(0) como variáveis exógenas I(1). A aplicação desse método permite usar os

valores críticos dos testes traço e auto-valor máximo encontrados por Pesaran et al (2000). Assim, o modelo VAR estimado é expresso por:

$$\Delta Y_t = \mu_c + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y X_{t-1} + \omega \Delta Z_t + \varepsilon_{ct} \quad (24)$$

em que  $X_t = [Y_t \ Z_t]$  é um vetor com sete variáveis I(1),  $Y_t$  é um vetor contendo as variáveis taxa de câmbio, produto externo, inflação esperada e depreciação esperada da taxa de câmbio, e  $Z_t$  é um vetor contendo as somas cumulativas da taxa Selic, da dívida total e do nível de preços externo. A matriz  $\Pi_y = \alpha_y \beta$  é a matriz de longo prazo de dimensão (6x7), onde  $\alpha_y$  é a matriz do coeficiente de ajustamento e  $\beta$  é uma matriz contendo os vetores de cointegração.

A hipótese nula da ordem de cointegração é dada por:

$$H_r : R[\Pi_y] = r, r = 0, \dots, 6 \quad (25)$$

em que  $R$  é o *rank* da matriz  $\Pi_y$ .

Na estimação do VAR foram considerados dois casos (I e II). No primeiro caso, uma constante foi incluída no VAR e no vetor de cointegração. Esta especificação é apropriada quando se acredita que as séries no modelo VAR apresentam tendência estocástica e média diferente de zero. Já no segundo caso, considerou-se a presença de uma constante no VAR, e de uma constante e tendência no vetor de cointegração. Esta especificação deve ser utilizada quando existe tendência determinística nas séries do modelo VAR. Conforme Pesaran et al. (2000), esses dois casos podem ser expressos da seguinte forma:

Caso I: constante no VAR e no vetor de cointegração, e sem tendência ( $\mu_c \neq 0, \delta_c = 0$ ):

$$\Delta Y_t = \mu_c + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y^{**} (X_{t-1}, t)' + \omega \Delta Z_t + \varepsilon_{ct} \quad (26)$$

Caso II: constante sem restrição no VAR e no vetor de cointegração e tendências restritas ao vetor de cointegração ( $\mu_c \neq 0, \delta_c = -\Pi_y \gamma$ ):

$$\Delta Y_t = \mu_c + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y^{**} (X_{t-1}, t)' + \omega \Delta Z_t + \varepsilon_{ct} \quad (27)$$

O procedimento de Johansen (1995) consiste em testar o número de vetores cointegrados. Para isso, considerou-se inicialmente a estimação de um VAR(3) com um termo



constante e a variável *Dummy*.<sup>12</sup> Observa-se na Tabela 6 que os testes do traço e do auto-valor máximo apontam para a existência de três vetores de cointegração.

Tabela 6: Teste de cointegração de Johansen (caso I)

Auto-valor $\lambda$	Teste do traço			Teste do auto-valor máximo		
	H <sub>0</sub>	H <sub>a</sub>	Traço	H <sub>0</sub>	H <sub>a</sub>	$\lambda$ Max
0,5012	r=0	r≥1	154,2 <sup>a</sup>	r=0	r=1	73,03 <sup>a</sup>
0,2928	r≤1	r=2	81,16 <sup>a</sup>	r≤1	r=2	36,37 <sup>a</sup>
0,2344	r≤2	r=3	44,79 <sup>a</sup>	r≤2	r=3	28,05 <sup>a</sup>
0,1473	r≤3	r=4	16,73	r≤3	r=4	16,73

Nota: <sup>a</sup> Rejeita-se a hipótese nula (H<sub>0</sub>) contra a hipótese alternativa (H<sub>a</sub>) para um nível de significância de 5%.

Os três vetores resultantes e normalizados em relação à taxa de câmbio são dados por:

$$\beta' = \begin{bmatrix} 1,000 & -2,224 & -19,21 & 3,461 & -0,158 & 0,135 & -0,134 \\ 1,000 & 5,403 & -73,48 & -25,85 & -3,302 & 1,389 & -1,328 \\ 1,000 & 10,36 & -78,85 & -158,3 & -3,713 & 1,288 & 1,094 \end{bmatrix}$$

Nesse caso, a análise de longo prazo entre as variáveis fica comprometida porque os três vetores de cointegração que representam o subespaço de cointegração podem ser alterados por meio de uma transformação linear (Gonzaga e Corseuil, 2001).

A partir da identificação de três vetores de cointegração, o próximo passo foi estimar um VECM<sup>13</sup> (*Vector Error Correction Models*) a fim de analisar a dinâmica de curto prazo das variáveis endógenas. Para a taxa de câmbio, a especificação estimada é dada por:

$$\Delta E_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta E_{t-1} + \alpha_2 \Delta E_{t-2} + \alpha_3 i_t + \alpha_4 i_{t-1} + \alpha_5 i_{t-2} + \alpha_6 B_t + \alpha_7 B_{t-1} + \alpha_8 B_{t-2} + \alpha_9 \Delta Y_{t-1}^* + \alpha_{10} \Delta Y_{t-1}^* + \alpha_{11} P_t^* + \alpha_{12} P_{t-1}^* + \alpha_{13} P_{t-2}^* + \alpha_{14} \Delta \pi_{t-1}^e + \alpha_{15} \Delta \pi_{t-1}^e + \alpha_{16} \Delta \varepsilon_{t-1} + \alpha_{17} \Delta \varepsilon_{t-2} + \alpha_{18} ECM_{1,t-1} + \alpha_{19} ECM_{2,t-1} + \alpha_{20} ECM_{3,t-1} + \alpha_{21} dummy + \nu_t \quad (28)$$

onde  $ECM_{1,t-1}$ ,  $ECM_{2,t-1}$  e  $ECM_{3,t-1}$  são os três vetores de cointegração estimados.

As estimativas dos parâmetros da equação (28) estão presentes na Tabela 7. Como encontrado na seção 4.2, os resultados obtidos mostram que a taxa de juros não afeta significativamente a dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio. Em relação à dívida total do governo, observa-se que um maior endividamento em  $t$  produz uma depreciação cambial no período corrente. De acordo com o modelo teórico, esse resultado pode ocorrer porque uma elevação do estoque da dívida do governo é acompanhada de um aumento dos impostos, o que reduz a renda disponível, o consumo das famílias e taxa real de juros. Com uma taxa de

<sup>12</sup> A escolha do número de defasagens se baseou nos critérios de Schwarz e Hannan-Quinn, e nos testes de especificação LM, White e Jarque-Bera para os resíduos do sistema.

<sup>13</sup> Ao estimar o modelo VEC, a primeira diferença de uma variável acumulada é a variável em nível. Por esta razão, se insere ao modelo as variáveis I(0) em nível para o período  $t$ ,  $t-1$  e  $t-2$ .

juros mais baixa, o aumento na saída líquida de capitais leva a uma depreciação da taxa de câmbio de equilíbrio. O efeito de uma variação do produto externo em  $t-1$  sobre a taxa de câmbio é positivo, mas estatisticamente significativo apenas a 10%. Este efeito positivo é contra-intuitivo uma vez que se espera que um aumento da renda externa eleve o saldo em conta corrente e, conseqüentemente, a oferta de dólar, implicando assim em uma valorização cambial. Por fim, verifica-se que o nível de preços externos, a inflação esperada e a depreciação esperada da taxa de câmbio não afetaram de forma significativa a taxa de câmbio.

Tabela 7: VEC para a taxa de câmbio nominal (Caso I)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t
<i>Constante</i>	-3,1423 <sup>n.s</sup>	2,9760	-1,0559
$\Delta E_{t-1}$	-0,0086 <sup>n.s</sup>	0,2876	-0,0301
$\Delta E_{t-2}$	0,3955 <sup>n.s</sup>	0,2801	1,4122
$i_t$	0,3481 <sup>n.s</sup>	1,3740	0,2534
$i_{t-1}$	-1,0703 <sup>n.s</sup>	2,5070	-0,4269
$i_{t-2}$	0,4458 <sup>n.s</sup>	1,3655	0,3264
$B_t$	0,4751 <sup>**</sup>	0,1855	2,5606
$B_{t-1}$	0,1170 <sup>n.s</sup>	0,2111	0,5541
$B_{t-2}$	-0,5043 <sup>**</sup>	0,2130	-2,3683
$\Delta Y_{t-1}^*$	1,2197 <sup>***</sup>	0,6878	1,7734
$\Delta Y_{t-2}^*$	-0,9176 <sup>n.s</sup>	0,5936	-1,5456
$P_t^*$	-1,9477 <sup>n.s</sup>	1,6440	-1,1848
$P_{t-1}^*$	1,2207 <sup>n.s</sup>	2,8439	0,4292
$P_{t-2}^*$	1,2430 <sup>n.s</sup>	1,8093	0,6870
$\Delta \pi_{t-1}^e$	-0,6481 <sup>n.s</sup>	0,8098	-0,8003
$\Delta \pi_{t-2}^e$	0,3732 <sup>n.s</sup>	0,9530	0,3916
$\Delta \varepsilon_{t-1}$	-0,1840 <sup>n.s</sup>	0,2905	-0,6335
$\Delta \varepsilon_{t-2}$	0,1669 <sup>n.s</sup>	0,1403	1,1901
<i>Dummy</i>	0,1660 <sup>*</sup>	0,0294	5,6425
<i>Vetor de cointegração1</i>	0,0388 <sup>n.s</sup>	0,0313	1,2410
<i>Vetor de cointegração2</i>	-0,0640 <sup>**</sup>	0,0313	-2,0468
<i>Vetor de cointegração3</i>	0,0378 <sup>n.s</sup>	0,0313	1,2104
$R^2$	0,5553	$R^2$ -ajustado	0,4427
<i>Testes de especificação (p-values)</i>			
LM(12)	0,117	WHITE	0,180
JB	0,338		

Nota: \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 10%. <sup>n.s</sup> Não- significativo.

Ao considerar uma constante no VAR e constante e tendência no vetor de cointegração, constatou-se que as estatísticas do teste de Johansen não rejeitam a hipótese do número de vetores cointegrados sejam menor ou igual a 3, mas rejeitam a hipótese do número

de vetores ser menor ou igual a 2 tanto pelo teste do traço, quanto pelo teste do máximo (ver Tabela 8).

Tabela 8: Teste de cointegração de Johansen (Caso II)

Auto valor $\lambda$	Teste do traço			Teste do auto-valor máximo		
	$H_0$	Há	Traço	$H_0$	Há	$\lambda$ Max
0,5039	$r=0$	$r \geq 1$	174,1 <sup>a</sup>	$r=0$	$r=1$	73,61 <sup>a</sup>
0,4074	$r \leq 1$	$r=2$	100,5 <sup>a</sup>	$r \leq 1$	$r=2$	54,95 <sup>a</sup>
0,2391	$r \leq 2$	$r=3$	45,52 <sup>a</sup>	$r \leq 2$	$r=3$	28,69 <sup>a</sup>
0,1481	$r \leq 3$	$r=4$	16,83	$r \leq 3$	$r=4$	16,83

Nota: <sup>a</sup> Rejeita-se a hipótese nula ( $H_0$ ) contra a hipótese alternativa ( $H_a$ ) para um nível de significância de 5%.

Agora, os três vetores resultantes e normalizados em relação à taxa de câmbio são dados por:

$$\beta' = \begin{bmatrix} 1,000 & -1,911 & -15,69 & 4,172 & -0,368 & 0,031 & -0,255 & 1,076 \\ 1,000 & 5,324 & 114,6 & 39,15 & -5,588 & -3,661 & -3,467 & 33,95 \\ 1,000 & -1,721 & 41,45 & 129,2 & -1,952 & -1,298 & -1,563 & 13,08 \end{bmatrix}$$

A equação do VECM para a taxa de câmbio apresentada na Tabela 9 inclui os três vetores de cointegração estimados e apresentados acima. Como o teste LM(12) indicou a presença de autocorrelação nos resíduos, o estimador da matriz de covariância proposta por Newey e West (1987) foi utilizado.<sup>14</sup> Mais uma vez verifica-se que o efeito da taxa de juros sobre a taxa de câmbio não é estatisticamente diferente de zero. Para este caso, os resultados são análogos aos obtidos na Tabela 7 e indicam que o câmbio é afetado pela dívida total do governo e produto externo.

Tabela 9: VEC para a taxa de câmbio de nominal (Caso II)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t
<i>Constante</i>	-3,2146 <sup>n.s</sup>	2,2653	-1,4191
$\Delta E_{t-1}$	-0,0607 <sup>n.s</sup>	0,2033	-0,2984
$\Delta E_{t-2}$	0,3302 <sup>n.s</sup>	0,2946	1,1209
$i_t$	1,0278 <sup>n.s</sup>	1,1719	0,8770
$i_{t-1}$	-0,8373 <sup>n.s</sup>	2,9209	-0,2867
$i_{t-2}$	-0,3019 <sup>n.s</sup>	1,6765	-0,1801
$B_t$	0,5298*	0,1981	2,6747
$B_{t-1}$	0,0868 <sup>n.s</sup>	0,1947	0,4460
$B_{t-2}$	-0,6184 <sup>n.s</sup>	0,3940	-1,5698
$\Delta Y_{t-1}^*$	1,5386**	0,6995	2,1995

<sup>14</sup> Para a estimação da matriz de covariância, foi utilizado o kernel de Bartlett com a defasagem de truncamento igual a 12. Entretanto, os resultados não mudaram quando as defasagens de truncamento foram iguais a 4 ou 8.

$\Delta Y_{t-2}^*$	-0,7585 <sup>n.s</sup>	0,4945	-1,5339
$P_t^*$	-1,8104 <sup>n.s</sup>	1,7827	-1,0155
$P_{t-1}^*$	1,4459 <sup>n.s</sup>	2,6220	0,5514
$P_{t-2}^*$	0,8356 <sup>n.s</sup>	1,3077	0,6390
$\Delta \pi_{t-1}^e$	-0,7543 <sup>**</sup>	0,3331	-2,2645
$\Delta \pi_{t-2}^e$	0,5298 <sup>n.s</sup>	0,9551	0,5547
$\Delta \varepsilon_{t-1}$	-0,0726 <sup>n.s</sup>	0,2755	-0,2637
$\Delta \varepsilon_{t-2}$	0,1882 <sup>n.s</sup>	0,1215	1,5483
Dummy	0,1669 <sup>*</sup>	0,0226	7,3677
Vetor de cointegração1	0,0483 <sup>n.s</sup>	0,0318	1,5201
Vetor de cointegração2	0,0648 <sup>***</sup>	0,0336	1,9315
Vetor de cointegração3	-0,0488 <sup>**</sup>	0,0238	-2,0486
$R^2$	0,5657	$R^2$ -ajustado	0,4558
<i>Testes de especificação (p-values)</i>			
LM(12)	0,036	WHITE	0,150
JB	0,463		

Nota: \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 10%. <sup>n.s</sup> Não- significativo.

## 5 Conclusão

O artigo analisou empiricamente os efeitos da taxa de juros sobre a taxa de câmbio sob a restrição de DNZ, proposta por Netto (2005). Em específico, foi verificado se, com a implementação do DNZ, uma redução da taxa de juros provoca uma depreciação cambial. Além desta análise, o trabalho também investigou os determinantes da taxa de câmbio nominal de equilíbrio tomando como base teórica o modelo IS-MP (Romer, 2000, 2005).

Para esse fim, foram utilizados procedimentos econométricos de testes de raiz unitária sem e com quebra estrutural na função de tendência, testes de cointegração padrões e com mudança estrutural no vetor de cointegração, e estimação de modelos ARDL e de correção de erros. Os resultados indicaram que a taxa de câmbio nominal não responde de forma significativa às alterações na taxa de juros Selic, pelo menos no curto prazo. Esse resultado a proposição de Delfim Netto de que, ao se atingir o DNZ, a taxa de juros se reduziria e, conseqüentemente, a taxa de câmbio se depreciaria. Adicionalmente os resultados sugeriram que a dívida total do governo, a depreciação esperada da taxa de câmbio e produto externo tem influência sobre a taxa de câmbio.

## Referências

BARBOSA, E. S. **Uma exposição introdutória da macroeconomia novo-clássica**. 1992. In: SILVA, M.L.F. (Org.) Moeda e Produção: teorias comparadas. Ed. UNB.

CALVO, G. e REINHART, C. Fear of floating. **Quarterly Journal of Economics**, v. 117, n.2, 2002.

CARRION-I-SILVESTRE, J. L.; KIM, D.; PERRON, P. GLS-based unit root tests with multiple structural breaks both under the null and the alternative hypotheses. **Econometric Theory**, v. 25, 2009.

CARRION-I-SILVESTRE, J.L.; SANSÓ, A. Testing the null of cointegration with structural breaks. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 68, 2006.

EICHENBAUM, M.; C. EVANS. Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates. **Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 4, 1995.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, 1996.

ENGLE, R. F. **On the theory of cointegrated economic time series**, 1987. (*Mimeografado*)

ENGLE, R. F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, 1987.

FALEIROS, J. P. M.; ALVES, D. C. O. Taxa de juros alta evita ataques especulativos sobre o câmbio? uma reavaliação empírica para 6 países durante o período entre 1975 e 2008. XXXVI Encontro Nacional de Economia da Anpec. **Anais**. Salvador, 2010.

GOLDFAJN, I.; BAIG, T. **Monetary policy in the aftermath of currency crises: the case of Asia**. IMF, 1998. (Working Paper, 98/170).

GONZAGA, G.; CORSEUIL, C, H, L. Emprego industrial no Brasil: análise de curto e longo prazo. **Revista Brasileira de Economia**, v. 55, n. 4, 2001.

GOULD, D.; KAMIN, S. **The impact of monetary policy on exchange rates during financial crises**. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Paper, 2000. (Working Paper, 669).

GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. **Journal of Econometrics**, v. 70, 1996.

GREGORY, A. W.; NASON, J. M.; WATT, D. G. Testing for structural breaks in cointegrated relationships. **Journal of Econometrics**, v. 71, 1996.

HANSEN, B. E. Testing for parameter instability in regressions with I(1) processes. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, n. 3, 1992.

HNATKOVSKA, V.; LAHIRI, A.; VEGH, C. A. **Interest rates and the exchange rate: a non-monotonic tale**. Cambridge: National Bureau Of Economic Research, 2008. (Working Paper, 13925)

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2/3, 1988.

JOHANSEN, S. **Likelihood-Based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

KRAAY, A. Do high interest rates defend currencies during speculative attacks? **Journal of International Economics**, v. 59, n. 2, 2003.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, 1992.

LEYBOURNE, S. J.; MCCABE, B. P. M. A simple test for cointegration. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 55, n. 2, 1993.

LEYBOURNE, S.J.; MILLS, T.C.; NEWBOLD, P. Spurious rejections by Dickey-Fuller tests in the presence of a break under the null. **Journal of Econometrics**, v. 87, 1998.

LEYBOURNE, S.J.; NEWBOLD, P. Behavior of the standard and symmetric Dickey-Fuller type tests when there is a break under the null hypothesis. **Econometrics Journal**, v. 3, 2000.

MCCABE, B. P. M.; LEYBOURNE, S. J.; SHIN, Y. A parametric approach to testing the null of cointegration. **Journal of Time Series Analysis**, v. 18, n. 4, 1997.

MEESE, R. Currency fluctuations in the post-bretton woods era. **Journal of Economic Perspectives**, v. 4, n. 1, 1990.

NAKAGAWA, S.; OSHIMA, K. **Does a decrease in the real interest rate actually stimulate personal consumption?** Toquio: Bank of Japan Working Paper Series, 2000. (Working Paper, 00-2).

NETTO, D. "Déficit nominal zero". Boletim de Conjuntura. **Economia & Tecnologia**, ano 01, v. 02, 2005.

NEWBY, W. K.; WEST, K. D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, 1987.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, 2001.

PARK, J. Y.; PHILLIPS, P. C. B. Statistical inference in regressions with integrated processes: part 1. **Econometric Theory**, v.4, 1988.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Structural analysis of vector error correction models with exogenous I(1) variables. **Journal of Econometrics**, v. 97, n. 2, 2000.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, 1989.

PERRON, P; NG, S. Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. **The Review of Economic Studies**, v. 63, n. 3, 1996.

PERRON, P; YABU, T. Testing for shifts in the trend with as integrated or stationary noise component. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 27, 2009.

PHILLIPS, P. C. B.; OULIARIS, S. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. **Econometrica**, v. 58, n. 1, 1990.

RAHBEEK, A.; MOSCONI, R. Cointegration rank inference with stationary regressors in VAR models. **Econometrics Journal**, v. 2, n. 1, 1999.

ROMER, D. Keynesian macroeconomics without the LM curve. **Journal of Economic Perspectives**, v. 14, n. 2, 2000.

ROMER, D. **Short run fluctuations**, 2005.

SANCHEZ, M. The link between interest rates and exchange rates do contractionary depreciations make a difference? **International Economic Journal**, v. 22, n.1, 2008.

SHIKIDA, C. D.; PAIVA, A. L.; ARAUJO JUNIOR, A, F. Déficit nominal zero: uma avaliação crítica a partir do modelo IS-MP. **Planejamento e Políticas Públicas (IPEA)**, v. 31, 2008.

SHIN, Y. A Residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration. **Econometric Theory**, v. 10, 1994.

XIAO; Z. PHILLIPS, P. C. A CUSUM test for cointegration using regression residuals. **Journal of Econometrics**, v. 108, 2002.