

CHOQUES NOMINAIS E REAIS NA TAXA DE CÂMBIO: EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA O BRASIL PÓS DESVALORIZAÇÃO DE 1999

RESUMO

Este artigo faz uma decomposição das taxas de câmbio brasileiras em movimentos decorrentes de choques nominais e reais. Estimamos um VAR estrutural, seguindo Blanchard e Quah (1989), para o período recente de flexibilização do câmbio, com dados mensais de janeiro de 1999 a janeiro de 2003. Nossos resultados apontam para semelhanças entre o caso brasileiro e a literatura internacional: choques reais explicam a maior parte dos movimentos no câmbio real. Porém, encontramos também diferenças: são os choques nominais os responsáveis pela maior parte da variação do câmbio nominal e os choques reais podem ser aproximados como inovações de oferta e não de demanda agregada.

Palavras-Chave: Câmbio, choques nominais e reais, VAR estrutural, Brasil.

ABSTRACT

This paper constructs a decomposition of the Brazilian exchange rates between fluctuations caused by nominal and real shocks. We estimate a structural VAR following Blanchard and Quah (1989) for the recent period of exchange rate flexibility with monthly data from January 1999 to January 2003. The results suggest similarities between the Brazilian experience and the international literature: real shocks explain most of the real exchange rate movements. Nevertheless, we also found significant differences: nominal shocks are responsible for most of the nominal exchange rate variance and the real shocks may be interpreted as supply side innovations and not demand side ones.

Key Words: Exchange Rate, nominal and real shocks, structural VAR, Brazil.

JEL Classification: F31

I - INTRODUÇÃO

A política cambial brasileira tem sido objeto de muita discussão desde meados de 1994, quando se tornou peça chave na implantação do plano de estabilização conhecido como Plano Real. Inicialmente as taxas cambiais foram deixadas livres enquanto os juros domésticos foram fixados em níveis bastante elevados.

Durante a crise mexicana de 1994, o governo persistiu com as taxas cambiais adiando o ajustamento para março de 1995. O conflito entre os encarregados da política econômica ocasionou uma subida descontrolada da taxa cambial durante uma semana, na qual foi definida a política que vigoraria até janeiro de 1999: o câmbio fluuaria dentro de uma faixa estreita, definida como parte de uma faixa mais larga que sinalizava ao mercado valores em que a taxa oscilaria futuramente. Fez-se necessário que o Banco Central atuasse constantemente no mercado a fim de que as taxas permanecessem dentro da pequena faixa, sendo que o câmbio era desvalorizado regularmente de forma a totalizar cerca de 6% a 7% de desvalorização anual. O sistema ainda sobreviveu ao forte choque externo da Crise Asiática no segundo semestre de 1997. O *default* da dívida russa em 1998 precipitou a crise cambial do início de 1999 que ocasionou uma forte desvalorização da moeda nacional e conseqüente passagem para um sistema de taxa de câmbio flexível.

O objetivo deste trabalho é analisar as dinâmicas das taxas de câmbio nominal e real no período pós-crise de 1999. Duas abordagens são usadas na literatura que tenta explicar empiricamente os movimentos das taxas de câmbio: uma baseada nos “fundamentos” (MacDonald e Taylor, 1995), (Rogoff, 2002), que estima modelos estruturais para determinação do câmbio e outra, utilizada neste artigo, que adota a perspectiva da “inovação/decomposição de variância” decompondo os movimentos das taxas de câmbio em mudanças induzidas por choques reais e nominais, como em Lastrapes (1992), Evans e Lothian (1993), Enders e Lee (1997), Clarida e Galí (1994) e Gallagher e Kavanagh (2002). A primeira parte do trabalho consiste em uma breve exposição da racionalização teórica do efeito de choques nominais e reais nas taxas de câmbio. Na segunda parte, fazemos uma análise empírica das taxas de câmbio nominal e real no período de janeiro de 1999 a janeiro de 2003 através de um VAR exatamente

identificado. Por fim, são feitas algumas considerações acerca dos resultados obtidos.

II – RACIONALIDADE TEÓRICA

A caracterização das taxas de câmbio como processos estocásticos integrados implica que estas estão sujeitas a choques permanentes. No entanto, processos integrados também contêm um componente transitório, a menos que sejam um passeio aleatório. Como aponta Lastrapes (1992), a determinação da importância relativa de choques temporários e permanentes nas taxas de câmbio constitui uma questão relevante para a modelagem do câmbio e a escolha de políticas econômicas.

A literatura de finanças internacionais aponta para a presença de dois possíveis tipos de choques – reais e nominais - a que estão sujeitas as taxas de câmbio nominal e real. No modelo de “*overshooting*” proposto por Dornbusch (1976), em que preços são rígidos, choques positivos de política monetária como aumento da oferta monetária provocam uma depreciação real do câmbio no curto prazo. O mecanismo que explica este movimento combina ajuste lento no mercado de bens e instantâneo no mercado de ativos. No longo prazo, os efeitos sobre o câmbio real se dissipam, mantendo a hipótese de paridade do poder de compra. Porém, no curto prazo tanto a taxa real quanto a nominal ultrapassam seus valores de equilíbrio, pois, o modelo assume paridade de juros descoberta.

Os choques reais, por sua vez, podem ter efeitos permanentes na taxa real de câmbio. Segundo Balassa (1964) e Samuelson (1964), diferenciais de produtividade entre países reduzem a razão de preços dos bens *tradables* e *non tradables* no país que apresenta nível de produtividade do setor *tradable* mais elevada, gerando uma apreciação permanente da taxa de câmbio real. Mesmo choques temporários de produtividade podem ter efeitos persistentes no câmbio real, se os agentes suavizam consumo através do mercado internacional de capitais (Rogoff, 1992).

Consideremos, seguindo a versão de Enders e Lee (1997) do trabalho de Dornbusch (1976), o seguinte modelo para uma pequena economia aberta, ilustrativo dos diferentes efeitos de choques nominais e reais no câmbio. Seja:

$$m_t = p_t + y_t - \lambda i_t, \lambda > 0 \quad (1)$$

$$i_t = i_t^* + E_t[e_{t+1} - e_t], \quad (2)$$

$$d_t = \tau y_t + \zeta [e_t + p_t^* - p_t] + g_t - \ell i_t - y_t, \quad (3)$$

$$0 < \tau < 1; \quad \zeta, \ell > 0,$$

$$p_{t+1} - p_t = \Pi d_t, \quad \Pi > 0, \quad (4)$$

onde m_t é o logaritmo da oferta doméstica de moeda; p_t , o logaritmo do nível doméstico de preços; y_t , logaritmo da renda doméstica ou produto; e_t , logaritmo do preço doméstico da moeda estrangeira; i_t , a taxa de juros doméstica; d_t , a pressão de excesso de demanda por bens domésticos; g_t , o logaritmo do gasto real do governo; E_t é o operador esperança condicional a informação disponível no tempo t ; e o sinal * denota a contrapartida internacional da variável doméstica.

A equação (1) fornece a demanda por moeda e a (2), a condição de paridade de juros descoberta. Na equação (3), a pressão da demanda $\tau y_t + \zeta [e_t + p_t^* - p_t] + g_t - \ell i_t - y_t$ é positivamente relacionada com o produto doméstico e com preço relativo do bem importado $[e_t + p_t^* - p_t]$ e negativamente relacionada com a taxa de juros interna. A pressão da demanda agregada menos a oferta agregada é o excesso de demanda por bens domésticos. A equação (4) fornece o ajuste de preços, que sobe (desce) em resposta a uma pressão positiva (negativa) de excesso de demanda. A taxa real de câmbio em t é dada por:

$$r_t \equiv e_t + p_t^* - p_t \quad (5)$$

Para fechar o modelo, especificamos a trajetória das variáveis exógenas:

$$m_{t+1} = m_t + \varepsilon_{mt+1} \quad (6-a)$$

$$y_{t+1} = y_t + \varepsilon_{yt+1} \quad (6-b)$$

$$g_{t+1} = g_t + \varepsilon_{gt+1} \quad (6-c)$$

$$p^*_{t+1} = p^*_t = \dots = 0 \quad (6-d)$$

onde ε_{xt+1} é o choque na variável x no período $t+1$.

Temos que a formulação de (6-a) a (6-c) conferem aos choques reais e nominais apenas componentes permanentes. Substituindo a trajetória das variáveis exógenas no modelo e resolvendo-o para o câmbio nominal e real, temos as seguintes trajetórias, dada uma condição inicial p_0 :

$$e_t = \beta_0 (\beta_1)^t p_0 + \beta_0 (1 - \beta_1) \sum_{k=1}^t (\beta_1)^{k-1} [m_{k-1} - y_{k-1}] + (1 - \beta_0) m_t + \beta_2 y_t - g_t / \zeta \quad (7)$$

$$r_t \equiv e_t - p_t = (\beta_0 - 1) \beta_1^t p_0 + (\beta_0 - 1) (1 - \beta_1) \sum_{k=1}^t (\beta_1)^{k-1} [m_{k-1} - y_{k-1}] + (1 - \beta_0) m_t + \beta_2 y_t - g_t / \zeta \quad (8)$$

onde;

$$\beta_0 = (1/2) \left\{ (1 + \ell / \zeta \lambda) - \left[(1 + \ell / \lambda \zeta)^2 + 4 / \pi \lambda \zeta \right]^{1/2} \right\} < 0$$

$$\beta_1 = 1 + 1 / \lambda \beta_0$$

$$\beta_2 = (1 - \tau) / \zeta + \ell / \lambda \zeta + 1 / \beta_0 \pi \zeta \lambda$$

$$e \quad |\beta_0| < 1$$

$$|\beta_1| < 1$$

O efeito de “overshooting” pode ser obtido pela estática comparativa no ponto do tempo t :

$$de_t / dm_t = dr_t / dm_t = (1 - \beta_0) > 1 \quad (9)$$

A mudança inicial das taxas de câmbio é mais que proporcional à mudança inicial na oferta monetária. Se $\beta \neq 0$, a taxa de câmbio real também é afetada pelo choque nominal. No longo prazo, este choque tem um efeito proporcional no câmbio nominal e nenhum efeito no câmbio real. De (7) e (8):

$$\lim_{j \rightarrow \infty} de_{t+j} / dm_t = \beta_0 (1 - \beta_1) \sum_{k=1}^{\infty} \beta_1^{k-1} + (1 - \beta_0) = 1 \quad (10)$$

$$\lim_{j \rightarrow \infty} dr_t / dm_t = (\beta_0 - 1) (1 - \beta_1) \sum_{k=1}^{\infty} \beta_1^{k-1} + (1 - \beta_0) = 0 \quad (11)$$

Choques na renda e nos gastos do governo têm efeito permanente tanto na taxa real quanto nominal de câmbio. O efeito pontual de choque na renda é o coeficiente β_2 . No limite, temos:

$$\lim_{j \rightarrow \infty} de_{t+j} / d\epsilon_{y_t} = (1 - \tau) / \zeta - 1 \quad (\text{sinal ambíguo})$$

$$\lim_{j \rightarrow \infty} dr_{t+j} / d\epsilon_{y_t} = (1 - \tau) / \zeta > 0$$

Para o choque de gastos do governo, o valor instantâneo e de *steady-state* são equivalentes, pois, as taxas cambiais saltam para o valor de equilíbrio de longo prazo:

$$de_t / dg_t = \lim_{j \rightarrow \infty} de_{t+j} / d\epsilon_{g_t} = -1 / \zeta$$

$$dr_t / dg_t = \lim_{j \rightarrow \infty} dr_{t+j} / d\epsilon_{g_t} = -1 / \zeta$$

O ponto fundamental é que existem choques que afetam as taxas de câmbio real e nominal de forma similar no curto prazo e choques que têm efeito

nulo no câmbio real no longo prazo, porém efeito permanente no câmbio nominal. Esta diferença nos permitirá impor uma restrição no VAR que é suficiente para a exata identificação dos dois choques estruturais a partir da forma reduzida. O objetivo não é testar diferentes modelos para o câmbio, mas analisar as dinâmicas de curto prazo.

III - MÉTODO ECONOMETRICO E EVIDÊNCIA EMPÍRICA

Trabalhamos com as médias mensais das séries de taxa de câmbio nominal e real para o período de janeiro de 1999 a janeiro de 2003. A série de câmbio real utilizada foi obtida junto ao IPEA¹. Utilizamos o logaritmo das séries a fim de minimizar possíveis problemas de heterocedasticidade. Inicialmente, testamos as propriedades estocásticas das séries utilizadas através dos testes de Dickey e Pantula (1987)², Dickey e Fuller (1979, 1981) e Phillips e Perron (1988).

TABELA 1 – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Variável	DP	ADF	PP
e_t 1999:01-2002:08	-6.7189***	-1.5709 (2)	0.5184
r_t 1999:01-2002:08	-5.9830***	-0.1919 (1)	1.7924

- *, **, *** denotam rejeição da hipótese nula à 10%, 5% e 1%, respectivamente.
- Testes ADF realizados sem constante e tendência que se mostraram insignificantes. O critério de escolha da defasagem para o teste foi o da última defasagem significativa, dado que os resíduos fossem não autocorrelacionados. Defasagens entre parênteses.
- A defasagem para truncagem do núcleo de Bartlett usada foi três.

Como indicam os testes, não podemos rejeitar a hipótese de raiz unitária em nenhuma das séries, que são, portanto, realizações de processos estocásticos I(1).

Estimamos para o período analisado um VAR estrutural, em que decompos as inovações em choques “nominais” e “reais”, como sugerido pela

¹ A série de câmbio real utilizada é deflacionada pelo INPC. Já o índice de preço externo é uma ponderação dos índices de preços ao consumidor dos principais parceiros comerciais do Brasil.

² O procedimento de Dickey e Pantula (1987) testa para a presença de duas raízes unitárias

teoria econômica e inicialmente formulado por Blanchard e Quah (1989). Estes autores propõem uma técnica econométrica para decompor séries econômicas em componentes temporários e permanentes. Uma vantagem desta metodologia é que a decomposição traz restrições da teoria econômica, no caso, permite decompor os choques em permanentes e temporários, os quais chamaremos de reais e nominais, respectivamente. O ponto fundamental para identificar a decomposição consiste na imposição de uma restrição de longo prazo no vetor auto-regressivo. Consideremos o vetor 2×1 a seguir, em que r_t e e_t - câmbio real e nominal - são realizações no instante t de um processo estocástico estacionário na primeira diferença:

$$x_t = [\Delta r_t \Delta e_t]$$

Consideremos uma transformação da representação de Wold dada por:

$$\begin{aligned} x_t &= \sum_{j=0}^{\infty} L^j \begin{bmatrix} a_{11}(j) & a_{12}(j) \\ a_{21}(j) & a_{22}(j) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{T,t} \\ \varepsilon_{P,t} \end{bmatrix} \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} L^j A(j) \varepsilon_t \end{aligned} \quad (15)$$

onde ε_t é um vetor 2×1 de inovações ocorrendo no tempo t e $a_{mn}(j)$ ($m,n=1,2$) representa a função impulso resposta do elemento m de x_t ao elemento n de ε_t após j períodos. Impondo restrições sobre os coeficientes de $A(j)$ e na matriz de variância e covariância das inovações, os elementos de ε_t podem ser identificados como temporário $\varepsilon_{T,t}$ e permanente $\varepsilon_{P,t}$.

Para um choque temporário na variável r_t - taxa de câmbio real - o efeito cumulativo do choque nas mudanças da taxa real de câmbio é zero, o que implica:

$$\sum_{j=0}^{\infty} a_{11}(j) = 0 \quad (16)$$

Admitindo que estimamos um VAR de ordem n , temos um vetor de inovações dado por:

$$\left[I - \sum_{j=0}^n L^j \theta(j) \right]^{-1} x_t = v_t \quad (17)$$

onde $\theta(j)$ é a matriz dos coeficientes estimados no *lag* j . Podemos inverter a expressão acima, obtendo a representação de médias-móveis estimada:

$$x_t = \left[I - \sum_{j=0}^n L^j \theta(j) \right]^{-1} v_t \quad (18)$$

$$x_t = \sum_{j=0}^{\infty} L^j C(j) v_t$$

onde $C(0) = I$. Combinado (15) e (18), temos que as inovações do VAR são combinação linear dos choques nominais e reais:

$$v_t = A(0) \varepsilon_t \quad (19)$$

onde $A(0)$ é uma matriz 2×2 . Podemos recuperar os choques nominais e reais através das inovações do VAR, seguindo as quatro restrições propostas por Blanchard e Quah. Três restrições podem ser obtidas normalizando a variância de $\varepsilon_{T,t}$ e $\varepsilon_{P,t}$ em 1 e impondo que estas sejam ortogonais:

$$A(0)A(0)' = \Omega$$

onde Ω é a matriz de variância e covariância de v_t . As funções de impulso resposta também podem ser obtidas de (15), (18) e (19), em termos de $C(j)$ e $A(0)$:

$$A(j) = C(j)A(0) \quad (20)$$

Usando (20) e que $\sum_{j=0}^{\infty} a_{11}(j) = 0$, temos a quarta restrição, que incide sobre $A(0)$:

$$\kappa \sum_{j=0}^{\infty} C(j)A(0)\kappa = 0 \quad (21)$$

onde $\kappa = (1,0)'$

Inicialmente, estimamos uma representação VAR irrestrita de $x_t = [\Delta r_t \Delta e_t]'$. A escolha do número de defasagens do VAR seguiu os critérios de informação apresentados na tabela 2 abaixo. Podemos rejeitar a hipótese de autocorrelação dos resíduos estimados para o *lag* escolhido.

TABELA 2-Escolha da defasagem ótima do VAR

Período	SIC	HQ	AIC	Lag escolhido
1999:1 - 2003:1	1	1	1	1

• Constante irrestrita.

Assumimos, neste tipo de análise, que o comportamento conjunto do câmbio real e nominal contém informação suficiente sobre as fontes de flutuação analisadas. Também é preciso admitir que os dois tipos de choques possuem efeitos diversos no longo prazo: aqueles que não têm efeito permanente no câmbio real são interpretados como choques nominais. Como esta restrição é imposta para a decomposição, obviamente, não podemos testá-la. Vale notar que não restringimos a relação do choque nominal com a taxa nominal de câmbio ou do choque real com ambas as taxas. Apresentamos a seguir os resultados da decomposição de variância do erro de predição e a função resposta ao impulso acumulada das taxa cambiais.

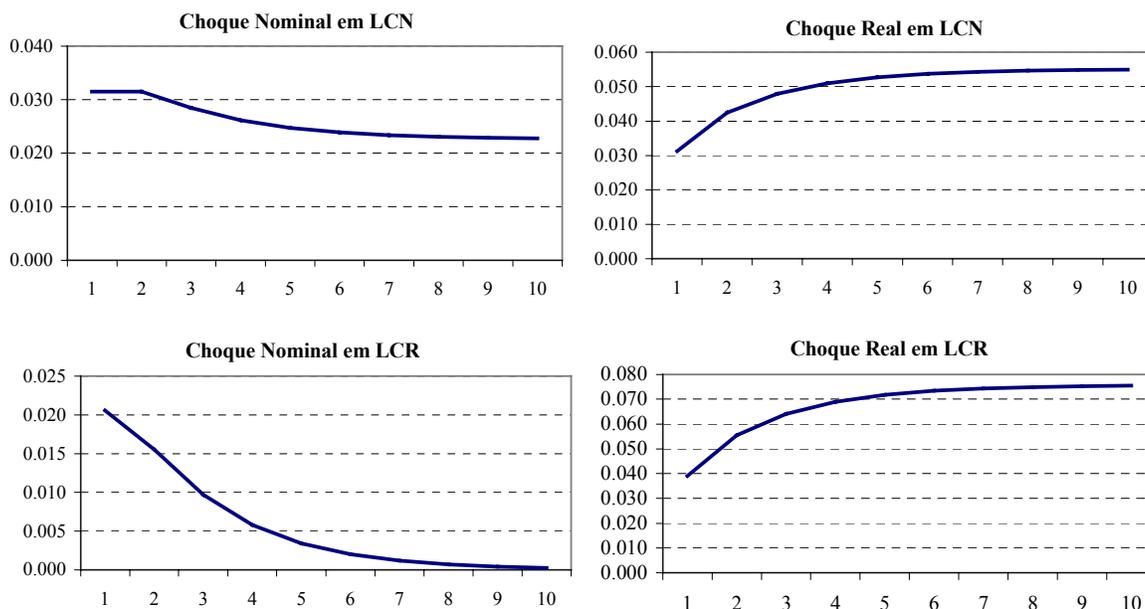
TABELA 3 - Decomposição da variância de Δe_t

Período	Desvio Padrão	Choque nominal	Choque real
1	0.044335	50.44107	49.55893
2	0.045744	47.38119	52.61881
3	0.046169	46.95339	53.04661
4	0.046324	46.88776	53.11224
5	0.046378	46.87366	53.12634
6	0.046397	46.86964	53.13036
7	0.046404	46.86834	53.13166
8	0.046406	46.86789	53.13211
9	0.046407	46.86774	53.13226
10	0.046407	46.86769	53.13231
11	0.046407	46.86766	53.13234
12	0.046407	46.86766	53.13234
24	0.046408	46.86766	53.13234

TABELA 4 - Decomposição da variância de Δr_t

Período	Desvio Padrão	Choque nominal	Choque real
1	0.044185	21.71547	78.28453
2	0.047402	20.01095	79.98905
3	0.048518	20.54633	79.45367
4	0.048914	20.85081	79.14919
5	0.049053	20.96723	79.03277
6	0.049100	21.00847	78.99153
7	0.049117	21.02280	78.97720
8	0.049123	21.02776	78.97224
9	0.049125	21.02947	78.97053
10	0.049125	21.03006	78.96994
11	0.049126	21.03026	78.96974
12	0.049126	21.03034	78.96966
24	0.049126	21.03037	78.96963

GRÁFICO 1 - Função Resposta ao Impulso Acumulada do Câmbio



Podemos observar que os choques reais explicam quase toda a variância do erro de predição do câmbio real para qualquer horizonte de previsão e aproximadamente metade da variância do câmbio nominal após dez períodos. Estes resultados estão de acordo com o encontrado por Enders e Lee (1997) para a economia americana. Choques nominais, por sua vez, explicam grande parte da variância do erro de predição do câmbio nominal, sendo bastante persistentes. Tal característica não foi encontrada em economias desenvolvidas como Alemanha, Japão, Canadá e EUA (Lastrapes, 1992), (Evans e Lothian, 1993), (Enders e Lee, 1997), Grã-Bretanha (Clarida e Galí, 1994), embora Gallagher e Kavanagh (2002) identifiquem um papel importante dos choques nominais na variação da taxa de câmbio nominal do Pound irlandês/Marco alemão durante a participação da Irlanda no *Exchange Rate Mechanism* europeu.

O efeito do choque nominal é uma quase imediata depreciação tanto do câmbio real quanto nominal. Temos, no entanto, que o câmbio nominal converge

para um patamar mais elevado após seis meses, apresentando pouca evidência de “overshooting”³. Já o efeito sobre o câmbio real se dissipa, de acordo com a restrição que impusemos - choque temporário - sendo, no entanto, pouco persistente; após seis meses o câmbio real converge para o seu valor inicial.

Reinterpretando o modelo estrutural de Dornbusch à luz dos resultados, temos que a resposta da taxa real de câmbio saltando para o seu valor de equilíbrio de longo prazo e sendo pouco afetado por choques nominais é consistente com um valor alto do parâmetro π . Fazendo $\pi \rightarrow \infty$, os preços se ajustam instantaneamente para equilibrar o mercado de bens. A equação para o mercado de bens fica dada por:

$$y_t = (1 - \tau) [\zeta(e_t - p_t) + g_t - \sigma E_t(e_{t+1} - e_t)] \quad (22)$$

Através da equação (5) para o câmbio real, é possível deduzir a variação da razão de preços (p-p*) implicada pelo efeito dos choques. Como um choque nominal induz um aumento do câmbio real menor que o do nominal, a razão de preços sobe. Já um choque real provoca uma depreciação do câmbio real maior em termos absolutos que depreciação correspondente do câmbio nominal e, portanto, uma ligeira queda do nível de preços interno em relação ao internacional.

Testamos também a restrição de sobre-identificação dada pela equação (10). Impondo $\sum_{j=0}^{\infty} a_{22}(j) = 1$, os choques nominais têm efeito proporcional no câmbio nominal. Utilizamos um teste LR, que rejeitou a restrição:

TABELA 5 - Teste LR de sobre-identificação

Estatística	Probabilidade
χ^2 (1) :240.1282	0.0000

³ Embora Gallagher e Kavanagh (2002) encontrem evidência de *overshooting* para o câmbio real e nominal na Irlanda, o mesmo não ocorre para a economia americana (Enders e Lee;1997).

Choques nominais causam depreciação do câmbio nominal, mas o efeito não é proporcional no longo prazo. Uma forma de reconciliar este resultado com o modelo, seria supor que os choques nominais representam reduções da demanda por moeda, e não aumento da oferta monetária.

Uma das limitações deste tipo de análise consiste no fato que, com um vetor 2×2 , podemos identificar apenas dois tipos de choques estruturais. Não separamos, portanto, os diferentes choques de oferta e de demanda possíveis. Os modelos estruturais presentes na literatura dão preponderância a variáveis como oferta de moeda, produto e taxa de juros como “fundamentos” responsáveis pelas variações do câmbio. O presente trabalho sugere, no entanto, um papel importante dos choques reais na flutuação das taxas de câmbio.

Podemos ganhar uma maior intuição sobre a natureza dos choques, seguindo Enders e Lee (1997), com uma representação VAR irrestrita utilizando gastos governamentais, PIB, oferta monetária e câmbio real. Na periodicidade mensal, temos como *proxy* dos gastos apenas a série de Despesas do Tesouro Nacional - g_t - fornecida pelo Bacen e deflacionada pelo IPCA e, para o PIB, a série calculada pelo IBGE de Produção Industrial Mensal - y_t . A oferta monetária é representada pela série do agregado monetário M1- m_t , fornecido pelo Bacen. Fixaremos o mesmo período utilizado para a estimação do VAR estrutural das taxas de câmbio, usando todas as variáveis no logaritmo natural. A ordem do VAR -2- foi escolhida pelo critério SIC, garantindo para a não autocorrelação dos resíduos.

Embora sejamos céticos em relação à interpretação estrutural dos resultados de um VAR irrestrito, é interessante notar o papel relativo das variáveis exógenas do modelo apresentado na Seção II, cujos termos aleatórios aproximam a participação dos choques de demanda (g_t), oferta (y_t) e monetários (m_t) na composição da variância do erro de predição do câmbio real.

TABELA 6 - Decomposição da variância do câmbio real

Período	y_t	g_t	m_t	r_t
1	3.331924	2.860193	1.940053	91.86783
2	10.05074	5.280540	1.142213	83.52651
3	20.25840	5.070154	2.111498	72.55995
4	22.81066	5.259187	2.633294	69.29686
5	23.07832	5.120279	4.328913	67.47249
6	23.13275	5.045658	4.395627	67.42596
7	23.60743	5.029514	4.395188	66.96786
8	23.91864	5.087272	4.486055	66.50803
9	23.97201	5.084488	4.559723	66.38378
10	23.96545	5.088524	4.561434	66.38459

- Ordenação de Cholesky: y_t, g_t, m_t e r_t .

Vemos que os choques de oferta têm um papel preponderante, explicando aproximadamente um quarto da variância do câmbio real após dez períodos. Os choques de demanda tiveram pouca importância – explicando apenas 5% da variância de e_t -embora esse resultado possa ter sido afetado pelo uso da *proxy* Despesas do Tesouro, que representam apenas uma parte dos gastos públicos totais⁴. Os choques monetários, como esperado, também respondem pouco pela variância de r_t . Testes de Causalidade de Granger mostram que valores passados de M1 não ajudam a prever o câmbio real, conforme tabela abaixo.

TABELA 7 – TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Hipótese Nula	Estatística-F	Probabilidade
M1 não Granger causa Câmbio Real	0.23305	0.63197
Câmbio Real não Granger causa M1	0.00193	0.96517

- Defasagem utilizada (1) escolhida pelo critério SIC.
- Não há evidência de cointegração entre as duas variáveis pelo procedimento de Johansen.
- Teste realizado na primeira diferença de ambas as variáveis.

⁴ Enders e Lee (1997) encontram para a economia americana que os choques de gastos do governo respondem por pelo menos um quarto da variância do câmbio real enquanto, os de oferta, por menos de 10%.

IV – CONSIDERAÇÕES FINAIS

Apresentamos neste artigo uma decomposição das taxas de câmbio em movimentos decorrentes de choques nominais e choques reais, para o Brasil no período pós-crise de 1999. Encontramos pouca evidência de “*overshooting*” da taxa de câmbio nominal em resposta a um choque nominal, entendido aqui como uma inovação na política monetária. De forma geral, o modelo mais popularizado de pequena economia aberta (Dornbusch,1976) não explica muito do comportamento do câmbio no Brasil.

Enquanto a literatura para países desenvolvidos observa a preponderância dos choques reais na determinação da flutuação do câmbio nominal e real (Lastrapes, 1992), (Evans e Lothian, 1993), (Enders e Lee, 1997), (Clarida e Galí, 1994), nossos resultados apontam para diferenças no caso brasileiro: choques reais explicam movimentos no câmbio real, porém, os choques nominais são responsáveis pela maior parte da variação do câmbio nominal. Buscamos também separar os choques reais em inovações de oferta e demanda agregada, sendo que os resultados sugeriram maior importância relativa dos choques de oferta - aproximados como choques de produto - na explicação da variância do câmbio real. Pesquisas futuras poderão estender a análise com a inclusão de outros choques estruturais presentes na economia, tais como choques monetários (Galí e Gertler, 1994) e fiscais (Clarida e Prendergast, 1999).

VI - BIBLIOGRAFIA

Alves,D. Fava, V.L. Silber,S.D.(1999) “Current account balance and the real exchange rate: the Brazilian case in the last two decades”. *Economia Aplicada*.Vol.3. Número Especial.

Balassa, B. (1964). “The Purchasing Power Parity Doctrine: a re-appraisal”. *Journal of Political Economy*,Vol.27, p.584-596.

Blanchard, O. J., Quah, D. (1989). “The dynamic effects of aggregate supply and demand disturbances”. *American Economic Review*, Vol.79, No.4, p.655 – 673

Clarida, R. e Galí, J. (1994) “Sources of real exchange rate fluctuations: How important are nominal shocks?”. *Carnegie – Rochester Series on Public Policy*, Vol.41, p.1 – 54.

Clarida, R. e Prendergast, J. (1999) “Fiscal stance and real exchange rate: some empirical estimates”, wp NBER 7077.

Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1979) “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”. *Journal of the American Statistical Association*, 74, p.427 - 431.

Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1981) “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”. *Econometrica*, 49, p.1057 - 1072.

Dickey, D.A., Pantula, S. (1987) “Determining the order of differencing in autoregressive process”. *Journal of Business and Economic Statistics* 15, p. 455 – 461.

Dornbusch,R. (1976). “Expectations and Exchange Rate Dynamics”. *Journal of Political Economy*, VI.84, No 6, p.1161-1176.

Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*, New York, Wiley.

Enders, W. Lee, B. (1997). "Accounting for real and nominal exchange rate movements in the Post-Bretton Woods period". *Journal of International Money and Finance*, Vol.16, p.233-254.

Evans, M. D. D, Lothian, J.R. (1993) "The response of exchange rates to permanent and transitory shocks under floating exchange rates", *Journal of International Money and Finance*, vol.12, p. 563 – 586.

Gallagher,L.A., Kavanagh,E.(2002). "Real and nominal shocks to exchange rate: does the regime matter?". *The Manchester School*, 70.

Lastrapes, Willian D. (1992). "Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates". *The Review of Economics and Statistics*.Vol.LXXIV,no 3,pp. 531-539.

MacDonald, R., Taylor, M. P. (1993) "The monetary approach to the exchange rate: rational expectations, long run equilibrium and forecasting", *International Monetary Fund Staff Papers*, vol.40, p.89 – 107.

Obstfeld, M. Rogoff, K.(1995). *Foundations of International Macroeconomics*, Boston, MA, MIT Press.

Phillips, P.C.B., Perron, P. (1988)."Testing for a unit root in time series regression". *Biometrika*, v.75, 335-346.

Rogoff, K. (1992) "Traded goods, consumption smoothing and random walk behavior of the real exchange rate", *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, vol. 10, p.1 – 29.

Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*,Vol. 48, p.1- 47.