

**CHOQUE NOS TERMOS DE TROCA  
E A CONTA CORRENTE: uma análise  
Comparativa entre o Brasil e os Estados Unidos**

Sinézio Fernandes Maia  
Edward Martins Costa  
Carla Calixto da Silva

**Resumo**

De acordo com o modelo Harberger-Laursen-Metzler (HLM), espera-se uma correlação positiva entre os termos de trocas e a conta corrente. O efeito de um movimento positivo nos termos de troca resulta no aumento no nível de renda corrente do país ser maior do que o aumento em sua renda permanente, causando um aumento na poupança agregada e uma melhora na situação da conta corrente. O objetivo do presente trabalho é avaliar esses impactos sobre um país tipicamente exportador de commodities (Brasil) e um país industrializado (EUA). Para isso, usa-se o instrumental de séries temporais (modelo de vetores autoregressivos), enfatizando as respostas a impulsos e simultaneidade destas repercussões sobre as variáveis econômicas; conta corrente e a taxa de crescimento do produto real. O modelo estimado para o Brasil fornece uma evidência de um efeito convencional HLM, pois, choques positivos geram aumentos de competitividade através da relação entre os preços dos produtos exportados e os preços dos produtos importados. Como os EUA é um país desenvolvido, não dependente da relação dos preços dos produtos exportados e os preços dos produtos importados, para o período analisado não se aplica o efeito HLM.

**Palavras chaves:** Termos de troca. Conta corrente. Função impulso resposta.

## **Abstact**

In accordance with Harberger-Laursen-Metzler (HLM), exists a positive correlation, that is, the effect of a positive movement in the exchange terms results in the increase in the level of current income of the country biggest of the one than the increase in its permanent income, causing an increase in the aggregate saving and an improvement in the situation of the current account. The objective of the present work is exactly to evaluate these impacts on a typically exporting country of comodities (Brazil) and a industrialized country (U.S.A.), that he is also an important exporter of primary products. For this, we go to use the empirical instrument if it bases on the esteem of a model of autoregressivos vectors, emphasizing the answers the impulses and concurrence of these repercussions on the economic 0 variable, counts to chain and the tax of growth of the real product. The model esteem for Brazil supplies an evidence the existence of a conventional effect HLM, therefore, positive shocks generate increases of competitiveness through the relation enter the prices of the exported products and the prices of the imported products. As U.S.A. is a developed country, not dependent of the relation of the prices of the exported products and the prices of the imported products, effect HLM is not applied.

**Key Words:** terms of trade. Current account. Function answers impulse.

## 1. Introdução

O que acontece com a conta corrente de uma economia se houver choques em seus termos de troca? A resposta a esta indagação tem sido motivos de alguns debates desde os anos 50, em que Harberg (1950) e Laursen e Meltzler (1950) conjecturaram que uma deterioração (melhora) nos termos de troca<sup>1</sup> ocasiona uma diminuição (aumento) na renda real da economia, uma queda (aumento) na poupança interna, e conseqüentemente piora (melhora) na situação da conta corrente. Este fato é de fundamental importância para os gestores de política econômica.

Uma das preocupações em teorias de finanças internacionais, é examinar o quanto um choque nos termos de troca afeta decisões internas da economia e causa desequilíbrios na conta corrente. Este é o chamado efeito Harberg-Laursen-Meltzler (HLM). Países em desenvolvimento fortemente dependentes do comércio de produtos primários são sensíveis a choques nos termos de troca, que são considerados chaves das flutuações da renda real. Assim choques nos termos de troca são marginalmente importantes, e explicam as flutuações em torno do equilíbrio de comércio para países em desenvolvimento mais do que para países desenvolvidos.

O instrumental empírico se baseia na estimação de um modelo de causalidades contemporâneas, enfatizando as respostas a impulsos e simultaneidade destas repercussões sobre as variáveis econômicas. Será estimada a persistência dos choques nos termos de troca com o objetivo de examinar o efeito sobre a renda real da economia e a conta corrente de um país tipicamente exportador de commodities (Brasil) e de um país industrializado (EUA), que é também considerado um importante exportador de produtos primários. A técnica utilizada será

---

<sup>1</sup> Termos de troca é aqui definido como a relação entre o preço do produto exportado pelo preço do produto importado.

baseada em um modelo de séries temporais (modelo de Vetores Autoregressivo - VAR) que nos permite determinar quantitativamente o tempo de duração dos choques em uma série em particular. Analisando o modelo empírico, através da função impulso a resposta onde, se aceita que dado um “impulso” em uma variável do sistema, esse “impulso” se desloca para qualquer outra variável do sistema.

## 2. Estrutura do modelo teórico

Os trabalhos de HARBERG (1950); LAURSEN e MELTZLER (1950) tem como pressuposição a economia em concorrência perfeita com a produção de um único bem. Sob estas circunstâncias podemos, sem perda de generalidade, considerar que o preço do bem doméstico produzido em unidade da moeda corrente seja estável. A produção em cada país será determinada pelo equilíbrio da demanda total para com o bem doméstico produzido em cada país com sua oferta infinitamente elástica, e a dada taxa de troca, a demanda total para cada bem será determinada pelos níveis de produção em ambos os países.

Escrevendo a demanda para importações em cada país como a função da taxa de troca.

$$x_1 = a_2 + b_2 k \quad (\text{demanda do país 2 para as exportações do país 1}) \quad (1)$$

$$x_2 = a_1 + \frac{b_1}{k} \quad (\text{demanda do país 1 para as exportações do país 2}) \quad (2)$$

Onde,  $x_1$  é a exportação do país 1;  $x_2$  a exportação do país 2; e  $k$  é a taxa de troca (definido como preço do bem no

país 1 em relação ao seu preço no país 2), escolhendo o ponto da depreciação, ( $k=1$ ). Estabilizando os preços  $p_1$  e  $p_2$  em função do produto do país 2( $=1$ ), pode-se escrever a balança externa do país 1 nos termos da moeda corrente do país 2 da seguinte forma:

$$B_1 = x_1 p_1 k - x_2 p_2 \quad (3)$$

Dado uma depreciação do país 1 a mudança na conta corrente é dada por:

$$\frac{dB_1}{dk} = x_1 + b_2 + b_1 \quad (4)$$

Onde,  $b_1$  e  $b_2$  representam a sensibilidade de  $k$  em relação a  $B_1$ .

A elasticidade preço demanda é ( $\eta$ ), que é definido  $< 0$ , é dada:

$$\eta_1 = \frac{b_1}{x_2} = \text{Elasticidade preço demanda por importação do país 1;}$$

$$\eta_2 = \frac{b_2}{x_1} = \text{Elasticidade preço demanda por importação do país 2.}$$

Então a mudança em  $B_1$  resultante da depreciação, pode ser escrita:

$$\frac{dB_1}{dk} = x_1 + x_1 \eta_2 + x_2 \eta_1 \quad (5)$$

Definindo  $s$  como a relação inicial de despesas da importação à exportação recebido no país 1,  $(x_2 p_2)/(x_1 p_1 k) = x_2/x_1$ , temos:

$$\frac{dB_1}{dk} = x_1(1 + \eta_2 + s\eta_1) \quad (6)$$

Uma depreciação no país 1 implica em uma queda em  $k$ . De modo que, para que haja uma melhoria na situação da conta corrente do país 1 deve-se ter  $\frac{dB_1}{dk}$  positivo. Assim, nossa condição de melhoria na balança de comércio nos termos da moeda corrente estrangeira é aquela em que  $|\eta_2 + \eta_1| > 1$ .

Considere agora que a produção em cada país seja estável, sendo esta determinada pelo equilíbrio entre a demanda total do bem doméstico com sua oferta infinitamente elástica. Dado à taxa de troca  $k$ , a demanda total para cada bem será determinada pelos níveis de produção em ambos os países.

$$\left. \begin{aligned} y_1 &= z_1 + x_1 \\ y_2 &= z_2 + x_2 \end{aligned} \right\} \text{Definição e condição da renda de equilíbrio; (7)}$$

$$\left. \begin{aligned} x_1 &= a_2 + b_2k + c_2y_2 \\ x_2 &= a_1 + \frac{b_1}{k} + c_1y_1 \end{aligned} \right\} \text{Demanda por importações; (8)}$$

$$\left. \begin{aligned} z_1 &= d_1 + e_1k + f_1y_1 \\ z_2 &= d_2 + \frac{e_2}{k} + f_2y_2 \end{aligned} \right\} \text{Demanda por produtos domésticos (9)}$$

Onde,  $y_1$  e  $y_2$ , representam a produção de bens domésticos do país 1 e 2;  $z_1$  e  $z_2$ , representam a demanda por produtos produzidos internamente;  $x_1$  e  $x_2$ , representam as exportações do país 1 e 2 respectivamente;  $c_1$  e  $c_2$ , representam a propensão

marginal a importar do país 1 e 2 respectivamente; e  $f_1$  e  $f_2$  representam a propensão marginal de consumo por bens domésticos.  $\eta_1 = b_1/x_2$  e  $\eta_2 = b_2/x_1$  são as elasticidades demanda por importações do país 1 e 2 respectivamente;  $h_1 = 1 - f_1 - c_1$  e  $h_2 = 1 - f_2 - c_2$ , a propensão marginal a poupar do país 1 e 2, e  $s = x_2/x_1$ , que é a relação inicial do valor das importações pelo valor das exportações em termos do país 1.

A produção do bem doméstico é infinitamente elástica e o preço do bem é medido nos termos da moeda corrente nacional. Assim, anteriormente, o preço não aparece explicitamente em nosso modelo, em que  $k=1$  (normalizando), que será então necessariamente igual à taxa de troca.

Generalizando o modelo especificado das equações (7) a (9), e substituindo a taxa de troca  $k$  nas equações pela expressão dos termos de troca  $w = (p_1 k / p_2)$ , e adicionando duas equações que expressam o relacionamento da renda do preço:

$$\left. \begin{array}{l} p_1 = h_1 + m_1 y_1 \\ p_2 = h_2 + m_2 y_2 \end{array} \right\} \begin{array}{l} \text{Oferta de produtos} \\ (m_1, m_2 > 0) \end{array} \quad (10)$$

Sob estas circunstâncias  $dw/dk$ , de fato, é positivo, e que movimentos nos termos de troca resultam de uma mudança na taxa de troca, ao qual está no mesmo sentido do movimento na própria taxa de troca. Escrevendo a expressão para  $dw/dk$ , temos:

$$\begin{aligned} \frac{dw}{dk} &= 1 + \frac{dp_1}{dk} - \frac{dp_2}{dk} = 1 + \left( m_1 \frac{dy_1}{dw} - m_2 \frac{dy_2}{dw} \right) dw/dk \\ &= \frac{1}{1 + m_2 (dy_2/dw) - m_1 (dy_1/dw)}. \end{aligned} \quad (11)$$

L.A.Meltzle e Svend Laursen publicaram um artigo<sup>2</sup>, no qual mostraram de fato que o modelo é estável, podendo ser aceito como demonstração, se o modelo atual considerar suficientemente realístico para o uso empírico, o sinal de  $dw/dk$  é uniformemente positivo.

### 3. Estrutura do Modelo Econométrico

De acordo com o modelo teórico, uma depreciação no país 1 causa uma queda no parâmetro  $k$  (taxa real de troca) a qual após alguns algebrismos pode-se ser substituída pela condição dos termos de troca  $w = (p_1k/p_2)$ , de modo que, qualquer nível dado de renda medida em termos da moeda estrangeira resultará numa redução na renda real mas menos do que proporcional a redução dos dispêndios reais.

Este fato se deve, porque uma depreciação em  $w = (p_1k/p_2)$  implica em um déficit na conta corrente, a qual está neste modelo intrinsecamente ligada as elasticidades preço demanda por importação para os dois países. A condição para a melhora na conta corrente e nos termos de troca será tal que  $|\eta_2 + \eta_1| > 1$ , desta forma o efeito de depreciação (apreciação) depende das magnitudes das elasticidades em relação às propensões marginais a importar.

Para medir o efeito HLM será utilizada a estrutura econométrica de modelo de vetores autoregressivos (VAR), através da função de impulso a resposta e da decomposição da variância dos erros de previsão, os quais permitirão que se mensure os impactos de choques nos termos de troca sobre a conta corrente e a renda real. Portanto as variáveis utilizadas no

---

<sup>2</sup> “Exchange Rates and the Theory of Employment” (unpublished manuscript) - in Harberger, 1985.



estudo empírico serão: termos de troca ( $w$ ) e a taxa de crescimento do produto real ( $crp$ ) definidos em número índice e, a conta corrente ( $cc$ ) americana em número índice e a conta corrente ( $cc$ ) do Brasil em valor monetários (bilhões de dólares). Todos os dados foram obtidos junto ao Instituto Pesquisa e Economia Aplicada (Ipea) e a U.S Department of Commerce Bureau of Economic Analysis, em periodicidade trimestral do período de 1990 a 2004. O sistema a ser estimado é representado da seguinte forma:

$$\begin{aligned} w_t &= \alpha_{10} + \alpha_{11}w_{t-k} + \alpha_{12}crp_{t-i} + \alpha_{13}cc_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\ crp_t &= \alpha_{20} + \alpha_{21}w_{t-i} + \alpha_{22}crp_{t-k} + \alpha_{23}cc_{t-i} + \varepsilon_{2t} \\ cc_t &= \alpha_{30} + \alpha_{31}w_{t-i} + \alpha_{32}crp_{t-i} + \alpha_{33}cc_{t-k} + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad (12)$$

Em que,  $k = 1, 2, 3, \dots, p$ ,  $i = 0, 1, 2, 3, \dots, p$  e os  $\varepsilon_{it}$  os termos de erros.

Na forma matricial temos:

$$\begin{bmatrix} \alpha_{11}(L) & \alpha_{12}(L) & \alpha_{13}(L) \\ \alpha_{21}(L) & \alpha_{22}(L) & \alpha_{23}(L) \\ \alpha_{31}(L) & \alpha_{32}(L) & \alpha_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta w_t \\ \Delta crp_t \\ \Delta cc_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (13)$$

Em que,  $\Delta$  é o operador da primeira-diferença e  $\alpha_{ij}(L) = \alpha_{ij}^0 L + \alpha_{ij}^1 L + \alpha_{ij}^2 L^2 + \dots + \alpha_{ij}^p L^p$  com  $\alpha_{11}^0 = \alpha_{22}^0 = \alpha_{33}^0 = 1$ , que é o operador de primeira defasagem para que os choques no sistema assumam média zero e uma matriz diagonal de variância e covariância,  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = D$ . A fim de identificar o sistema são

impostas duas restrições adicionais: interpreta-se a suposição de que os valores atuais e defasados de  $\Delta cc$  e  $\Delta crp$  não incorporam a equação para os termos de troca no tempo contemporâneo, e que  $\Delta cc$  não incorpora a equação de  $\Delta crp$  no tempo contemporâneo, ou seja, impõe-se as restrições:  $\alpha_{12}(L) = \alpha_{13}(L) = \alpha_{23}(L) = 0$  na expressão (14). Dado às restrições impostas à equação (13), obtém-se:

$$\begin{bmatrix} \alpha_{11}(L) & 0 & 0 \\ \alpha_{21}(L) & \alpha_{22}(L) & 0 \\ \alpha_{31}(L) & \alpha_{32}(L) & \alpha_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta w_t \\ \Delta crp_t \\ \Delta cc_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (14)$$

Na expressão (14) são os erros estruturais  $\varepsilon_{1t}$ ,  $\varepsilon_{2t}$  e  $\varepsilon_{3t}$  que correspondem respectivamente aos choques nos termos de troca, choques na conta corrente e na taxa de crescimento do produto real choques podendo ser permanentes e transitórios. A equação dos termos de troca é estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários (OLS). Uma vez que o modelo VAR é dado por (14), estimar-se-á sua representação na forma de médias móveis (VMA) respeitando a estacionaridade e a invertibilidade, a qual é usada para estimar as funções da resposta ao impulso e da decomposição da variância do erro da previsão.

#### IV) 3.1 Função impulso resposta

O modelo VAR Padrão pode ser representado por um modelo VMA, respeitando a estacionaridade e a invertibilidade do modelo VAR. Podemos representar a equação:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i} \quad (15)$$

Como um VMA da equação:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t$$

Em que as variáveis  $(y_t, z_t)$  estão expressadas nos termos correntes dos valores passados.

Logo,

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (16)$$

Caso o sistema de equações seja estável, esse terá um efeito imediato em qualquer variável para além do seu valor médio dado um choque. Tem-se a solução por:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i} \quad (17)$$

#### 4. Decomposição da Variância dos Erros de Previsão

Um outro formato de apresentar os *insights* de um modelo VAR(p) é a decomposição da variância dos erros de previsão. Este procedimento afirma que o erro de previsão de um componente consiste em mensurar todos os choques dos outros componentes do sistema.

Admite-se que se conhecem os parâmetros  $\Gamma_0$  e  $\Gamma_5$  do modelo VAR, e deseja-se prever os vários valores de  $x_{t+1}$  condicionado o valor observado de  $x_t$ . Obtendo:

$$x_{t+1} = v + A_j x_t + e_{t+1} \quad (18)$$

Portanto o erro de previsão é representado por:

$$x_{t+1} - E_t x_{t+1} = e_{t+1}$$

Logo, para períodos à frente temos:

$$x_{t+n} - E_t x_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{t+n+i}$$

Representando a variância do erro de previsão para  $y_{t+n}$  como  $\sigma_y(n)^2$ , tem-se:

$$\sigma_y(n)^2 = E_t \left[ (y_{t+n} - E_t y_{t+n})^2 \right] \quad (19)$$

## 5. Co-integração

A finalidade desta análise é distinguir se um sistema de vetores autoregressivos possui combinação linear estacionários a respeito das variáveis do modelo. Assim, testar a co-integração em um sistema de vetores autoregressivos é conhecer se as variáveis do modelo convergem no longo prazo para as relações de equilíbrio.

Segue o modelo básico do vetor autoregressivo p-dimensional com erros gaussianos:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$$

Reformulando o modelo, temos

$$\begin{aligned} \Delta z_t &= A_1 z_{t-1} - z_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= (A_1 - I) z_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta z_t &= \Pi z_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (21)$$

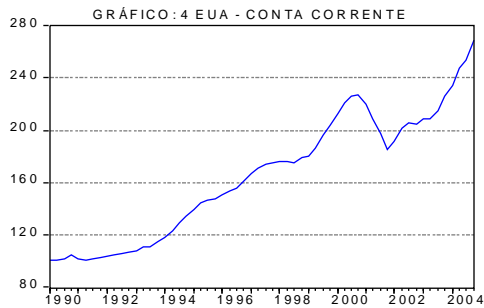
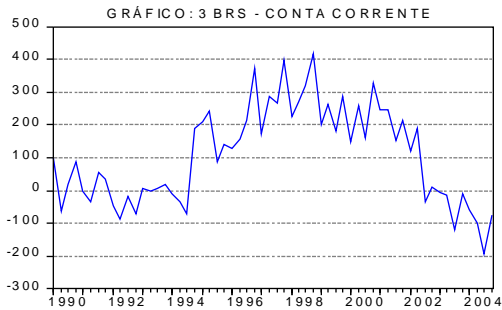
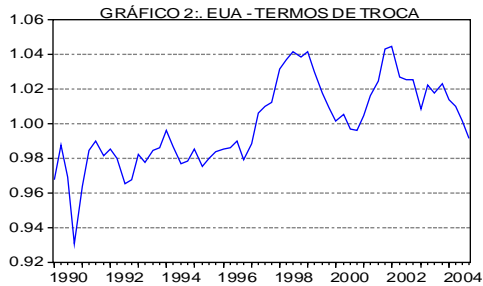
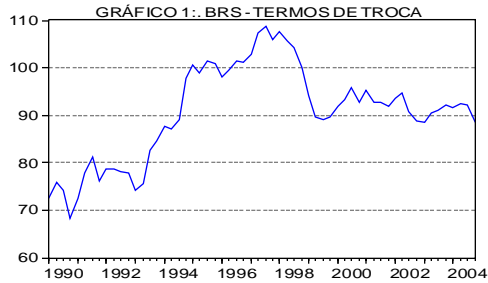
A hipótese de co-integração é dada pela matriz das raízes características  $\Pi$ , a qual mostra o número de vetores cointegrados entre as variáveis em  $z_t$ .

A determinação do rank é provavelmente à parte da análise mais crucial e também, difícil. Como  $\Pi$  é o número de vetores de co-integração, então caso esse seja zero, temos um VAR em diferenças, ao encontrar um valor para o rank igual ao número de variáveis do modelo temos um vetor estacionário, caso o valor do rank esteja entre 1 e  $k$ , existem então, no modelo, variáveis cointegradas.

## 6. Resultados

De acordo com o teste de causalidade de Granger existe uma relação causal contemporânea dos termos de troca sobre a conta corrente nos dois países analisados, corroborando assim, para a verificação desta hipótese neste trabalho, pois, a teoria HLM confirma esta causalidade.

Conforme Gráficos 1, 2, 3 e 4 percebe-se que no período analisado os termos de troca e as contas correntes do Brasil possuem movimentos um pouco mais uniformes do que os movimentos dos termos de troca e da conta corrente dos EUA.



O teste de Dickey-Fuller Ampliado (ADF) evidencia que as variáveis são não estacionárias em nível, sendo necessário diferenciá-las para que os erros se tornem ruído branco. Contudo, ao extrair-se a primeira diferença das séries, pode-se aceitar a hipótese da estacionariedade. Utilizou-se a estatística  $Q(16)$  de Ljung-Box para testar se os 16 primeiros resíduos são auto correlacionados serialmente. Conforme as tabelas 1 e 2 em anexo, percebe-se que todos os níveis de significância dos valores calculados de  $Q(16)$  para ambos os casos, Brasil e Eua são maiores que 0.10, indicando que, conjuntamente, os 16 primeiros resíduos de cada regressão estimada não são auto correlacionados. Os modelos com menores valores de AIC e SBC foram escolhidos na seleção do número de termos de diferença defasados. Em conformidade com os testes de raiz unitária todas as variáveis são integradas de primeira ordem, ou seja, apenas na primeira diferença destas variáveis é estacionária, sendo que, na especificação dos modelos VAR devem ser consideradas na primeira ordem.

Após verificar que as variáveis são integradas de mesma ordem, deve-se ao fazer os testes de co-integração para analisar as relações de longo prazo entre elas. O método utilizado foi proposto por Johansen e Juselius (1988). A defasagem utilizada nos modelos estimados foi, duas (Brasil) e uma (EUA) com critério de escolha baseado nos critérios de AIC e SBC. De acordo com as tabelas 3 e 4 em anexo, os testes do máximo auto valor ( $\lambda_{\max}$ ) e do traço ( $\lambda_{\text{traço}}$ ) não apresentaram valores significativos a partir das hipóteses nulas, para o Brasil e os Estados Unidos, respectivamente; concluindo que não há vetores co-integrados. Em suma, os resultados mostram que não há relação de equilíbrio no longo prazo entre as variáveis e cada país.

Na escolha do número ótimo de defasagens a serem incluídas no VAR, considerou-se primeiramente, o número máximo de seis defasagens em cada regressão, de acordo com a aplicação dos critérios de informação de Schwarz (SBC) e

Hannan-Quinn (HQ), conforme apresentados nas tabelas 5 e 6 em anexo, foram escolhidos para ambos os casos Brasil e EUA 1 defasagem. Os testes de especificação dos resíduos (autocorrelação, heteroscedasticidade e normalidade) <sup>3</sup>, são mostrados nas tabelas 7 e 8 em anexo.

Segundo Enders (1995), uma primeira verificação da função de resposta a impulso deve ser feita em relação ao comportamento da trajetória da conta corrente e da taxa de crescimento do produto real de ambos os países, uma segunda análise deve ser realizada em relação ao tempo de ajustamento pós-choque, determinando desta maneira quanto tempo leva para o efeito se anular.

GRÁFICO 5: BRS - RESPOSTA DED(CC) A UM CHOQUE EM D(W)

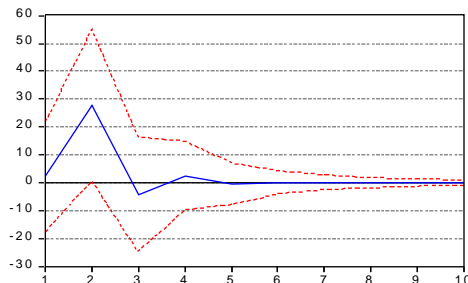
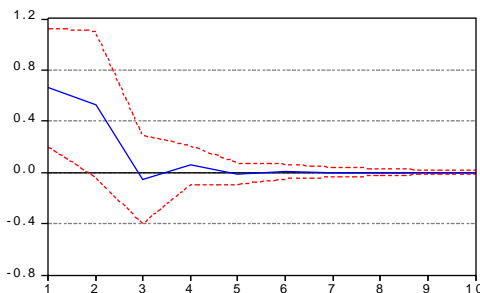


GRÁFICO 5: BRS - RESPOSTA DED(CRP) A UM CHOQUE EM D(W)



<sup>3</sup> Para testar a autocorrelação dos resíduos, utilizou-se os teste Ljung-Box (LB). Empregou-se o teste LM para a heteroscedasticidade condicional autorregressiva (ARCH) nos resíduos. Em relação à normalidade dos resíduos, calculou-se a estatística de Jarque-Bera (JB).



No modelo estimado para o Brasil, verificou-se através do gráfico 3 que o efeito do choque sobre a conta corrente se dá de maneira positiva até o terceiro período após, praticamente anulando-se a partir daí. Com relação ao comportamento da trajetória da taxa de crescimento do produto real, constata-se pelo gráfico 4 que o choque nos termos de troca ocasiona uma resposta positiva sobre tal variável por três trimestres. Em suma, observa-se que ambas as variáveis do modelo reagem de maneira positiva às variações crescentes nos termos de troca, evidenciando a teoria do modelo HLM quando se aplica ao caso brasileiro.

GRÁFICO 7: EUA - RESPOSTA DE D(CC) A UM CHOQUE EM D(W)

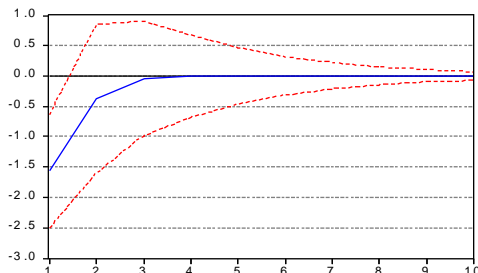
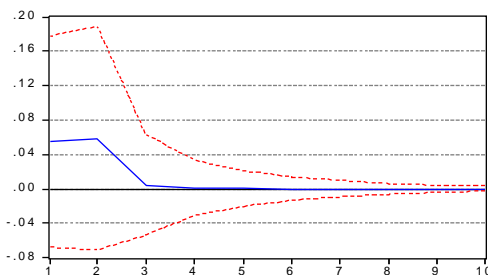


GRÁFICO 8: EUA - RESPOSTA DE D(CRP) A UM CHOQUE EM D(W)



Em relação à resposta da conta corrente e da taxa de crescimento do produto real americano conforme analisados nos gráficos 5 e 6, nota-se, que a inovação nos termos de troca deste país, evidencia que o efeito deste choque específico gera uma

resposta bastante estável sobre as variáveis, verificando uma resposta negativa da conta corrente e positiva da taxa de crescimento do produto real, com o tempo de ajustamento se dando três trimestres após o impulso. Deste modo, a aplicação do modelo teórico ao caso americano se difere do brasileiro, ou seja, não existe efeito HLM quando se aplica o modelo teórico para o caso norte americano.

Objetivando apresentar uma melhor interpretação para os resultados da estimação, analisam-se os resultados relativos à decomposição da variância do erro de previsão para as variáveis.

**Tabela 1:** Decomposição da Variância dos Erros de Previsão.

	<b>Choque <math>d(cc)</math></b>			<b>Choque <math>d(crp)</math></b>				
<i>Erro padrão</i>	$d(w)$	$d(crp)$	$d(cc)$					
				<i>Erro padrão</i>	$d(w)$	$d(crp)$	$d(cc)$	
<b>Brasil</b>								
1	2.9752	0.0084	0.0049	99.9066	1.9113	12.0131	87.9868	0.0000
5	3.0511	7.4434	17.9302	74.6263	2.0730	16.8297	76.6657	6.5145
10	3.0511	7.4414	17.9460	74.6124	2.0733	16.8252	76.6528	6.5210
<b>EUA</b>								
1	0.4671	17.6669	14.5101	67.8229	0.01140	1.3720	98.6271	0.0000
5	0.5151	8.8568	40.1237	51.0193	0.11938	2.4378	93.9514	3.9107
10	0.5165	8.6285	40.8304	50.5410	0.11964	2.4245	93.5092	4.0662

Fonte: tabela criada pelos autores.

No modelo estimado para o Brasil, a análise da conta corrente revela que ao longo do tempo a variância da conta corrente é explicada em 74,6% pela própria variável. Em se tratando dos termos de troca e da taxa de crescimento do produto real, a variância da conta corrente, ao longo de dez tri-

mestres, foi influenciada em 7,4% e 17,9% por essas duas variáveis, respectivamente.

No modelo estimado para os EUA verifica-se que, diferentemente do Brasil, a variância da conta corrente americana (que é explicada pela própria variável) perde considerável poder de explicação, chegando ao final de dez trimestres a 50,5%. Por outro lado, a conta corrente passa a ser explicada em 40,8% e 8,6% pelo produto real e pelos termos de trocas, respectivamente.

## **7. Conclusão**

O resultado empírico do efeito HLM na conta corrente brasileira foi captado através da função de impulso resposta e da análise da decomposição da variância dos erros de previsão para a conta corrente e a taxa de crescimento do produto real.

Observa-se que a resposta a impulso, no modelo estimado para o Brasil, o efeito do choque nos termos de troca sobre a conta corrente gera uma correlação positiva entre essas duas variáveis do sistema até o terceiro trimestre, sendo anulado a partir de então. Este comportamento fornece uma evidência para a existência de um efeito HLM, pois, como o Brasil é um país em desenvolvimento choques positivos nos termos de troca geram aumentos de competitividade através da relação entre os preços dos produtos exportados e os preços dos produtos importados e, dessa forma melhorando a situação da conta corrente.

O gráfico de impulso a resposta no modelo estimado para os EUA, evidencia que choques nos termos de troca deste país tem um efeito negativo sobre sua conta corrente até o terceiro trimestre e depois é anulado. Como os EUA é um país desenvolvido, não dependente da relação dos preços dos pro-

dutos exportados e os preços dos produtos importados, não se aplica o efeito HLM para o período analisado.

Estes resultados empíricos que confirmam a teoria do modelo HLM, para o caso brasileiro, também permitem uma maior reflexão sobre a gestão de políticas econômicas de controle dos preços. Além disso, políticas comerciais não poderão ser discutidas se não forem observados comportamentos dos produtos exportáveis em relação aos seus preços. Objetiva-se que os termos de trocas apresentem sempre favoráveis para a mensuração da balança de transações correntes.

## 8. Referências

CASHIN P.; MCDERMONTT J. **Terms of Trade and The Current Account**. IMF Staff Papers 177,1988.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, Inc, 1995a.

ENDERS, W. **Rats handbook for econometric time series**. New York: John Wiley

and Sons, Inc, 1995b.

IPEADATA. **Banco de dados**. Acesso em 20 jan.2005. Disponível em<<http://www.ipeadata.gov.br>.

FULLER, W.A. **Introduction to Statistical Time Series**, Wiley, New York, 1976.

GLENN O. **Terms of Trade Shocks and the Balance of Trade: There is a Harberger-Laursen-Metzler Effect**. School of Economics, University of New South Wales, Sydney, Australia, 2003.

JOHANSE; JUCELIUS, K. **Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: whith applications to the demand for money.** In: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v 52, 1990.

MORETTIN, P. A., *et all.* **Modelos para Previsão de Séries Temporais.** Instituto de matemática aplicada, Rio de Janeiro, 1981.

OSTRY, J.D, REINHART, C..M. **Private saving and terms of trade.** IMF Staff Papers 32, 495-517, 1992.

QUARTERLY STATISTICS. Site: <http://www.bea.gov/bea/>. Acesso em 22 Nov. 2004.

SIMS, C. **Macroeconomics and reality.** Econometrica, v.48, n.1, p.1-48, 1980.

SVENSSON, L.E.O, RAZIN, A. **Terms of trade and the current account: The**

**Harberger-Laursen-Metzler effect.** Journal of Political Economy 91, 97-125, 1983.

## ANEXOS

**Tabela 1:** *Brasil*: Resultados do Teste Dikey-Fuller Ampliado

<i>Série</i>	$I(d)$	$k^*$	$\tau_u$	$Q(16)$	$AIC$	$SBC$	$Q(16)$
<i>w</i>	0	2	-1.886	7.996	0.949	5.018	5.161
<i>dw</i>	1	1	-5.269	8.807	0.921	5.048	5.155
<i>cc</i>	0	4	-1.091	15.838	0.464	11.564	11.783
<i>dcc</i>	1	2	-3.551	16.713	0.404	11.552	11.735
<i>crp</i>	0	4	-0.286	19.487	0.244	3.705	3.924
<i>dcrp</i>	1	3	-6.433	19.202	0.258	3.670	3.853

Fonte: Dados da pesquisa. Tabela criada pelos autores.

$k^{**}$  é o número de defasagens do modelo ADF, escolhido pelo critério de Akaike e Schwarz.

$\tau^*$  significativo ao nível de 5% de significância (ver Fuller (1976) e Dickey-Fuller (1981)  $I(d)$  é o número de diferenças no modelo.

**Tabela 2:** *Eua* Resultados do Teste Dikey-Fuller Ampliado

<i>Série</i>	$I(d)$	$k^*$	$\tau_u$	$Q(16)$	$AIC$	$SBC$	$Q(16)$
<i>w</i>	0	1	-1.9782	8.521	0.932	-6.0634	-5.9569
<i>dw</i>	1	1	-6.4916	16.212	0.438	-6.1074	-5.9999
<i>cc</i>	0	1	0.2934	10.037	0.865	5.6535	5.7601
<i>dcc</i>	1	3	-3.2852	11.404	0.784	5.6835	5.8660
<i>crp</i>	0	2	0.7277	11.016	0.808	1.2763	1.4197
<i>dcrp</i>	1	2	-3.5031	11.045	0.807	1.2038	1.3485

Fonte: tabela criada pelos autores.

$k^{**}$  é o número de defasagens do modelo ADF, escolhido pelo critério de Schwarz.

$\tau^*$  significativo ao nível de 5% de significância (ver Fuller (1976) e Dickey-Fuller (1981)).

$I(d)$  é o número de diferenças no modelo.

**Tabela 3:** *Brasil*: Teste de Johansen-Juselius para co-ntegração

$\lambda_{traço}$		$\lambda_{máximo}$		Teste do Maior Autovalor		Teste do Traço	
$H_0$	$H_1$	$H_0$	$H_1$	$-T\sum \ln(1-\lambda_{i+1})$	95%	$-T\ln(1-\lambda_i)$	95%
$r = 0$	$r = 1$	$r = 0$	$r = 1$	9.495	20.97	17.030	29.68
$r \leq 1$	$r > 2$	$r = 1$	$r = 2$	5.628	14.07	7.535	15.41
$r \leq 2$	$r > 3$	$r = 2$	$r = 3$	1.906	3.76	1.906	3.76

Fonte: Dados da pesquisa. Tabela criada pelos autores.

**Tabela 4:** *Eua* Teste de Johansen-Juselius para co-integração

$\lambda_{traço}$		$\lambda_{máximo}$		Teste do Maior Autovalor    Teste do Traço			
$H_0$	$H_1$	$H_0$	$H_1$	$-T\Sigma \ln$ $(1-\lambda_{i+1})$	95%	$-T\ln$ $(1-\lambda_i)$	95%
$r = 0$	$r = 1$	$r = 0$	$r = 1$	16.0433	20.97	28.1815	29.68
$r \leq 1$	$r > 2$	$r = 1$	$r = 2$	10.7367	14.07	12.1381	15.41
$r \leq 2$	$r > 3$	$r = 2$	$r = 3$	1.4014	3.76	1.4014	3.76

Fonte: Dados da pesquisa. Tabela criada pelos autores.

**Tabela 5:** *Brasil* : Teste de Seleção das Defasagens

$k$	<i>SBC</i>	<i>HQ</i>
1	20.588*	20.316*

Fonte: Dados da pesquisa. Tabela criada pelos autores.

\*indica a seleção das defasagens, o número de defasagens foi escolhido pelo critério de Schwarz e Hannan Quinn.

**Tabela 6:** *Eua* Teste de Seleção das Defasagens.

$k$	<i>SBC</i>	<i>HQ</i>
1	0.265774*	-0.005762*

Fonte: tabela criada pelos autores.

\*indica a seleção das defasagens, o número de defasagens foi escolhido pelo critério de Schwarz e Hannan Quinn.



**Tabela 8:** *Brasil*: Testes para especificação dos resíduos

<i>LB Q(16)</i>	<i>ARCH(LM)</i>		
0.3043	0.5319		
<i>Série</i>	<i>w</i>	<i>rcp</i>	<i>cc</i>
<i>Jarque-Bera</i>			
0.7351	0.3075	0.9062	
<i>Sistema</i>	0.7871		

Fonte: Dados da Pesquisa.

**Tabela 9:** *Eua* Testes para especificação dos resíduos

<i>LB Q(16)</i>	<i>ARCH(LM)</i>		
<i>Sistema</i>			
0.1795	0.1726		
<i>Série</i>			
<i>w</i>	<i>crp</i>		<i>cc</i>
<i>Jarque-Bera</i>			
0.0595	0.6163		0.0517
<i>Sistema</i>	0.0510		

Fonte: Dados da pesquisa. Tabela criada pelos autores

