

OS EFEITOS DAS TAXAS DE CÂMBIO ARGENTINA E BRASILEIRA SOBRE AS EXPORTAÇÕES E IMPORTAÇÕES DESTES PAÍSES PARA O PERÍODO DE 1996 A 2002

TIARAJÚ ALVES FREITAS*
PAULO RENATO LESSA PINTO†

RESUMO

A Argentina e o Brasil são os principais países que formam o MERCOSUL. Este artigo estuda o desempenho de cada país com suas políticas monetárias e os possíveis efeitos nas rubricas pertencentes às suas Balanças Comerciais. Utiliza-se um modelo de Vetores Auto-regressivos – VAR – com o objetivo de captar os efeitos de mudanças nas taxas de câmbio desses países nas suas exportações e importações no período compreendido entre janeiro de 1996 a novembro de 2002. Primeiro, apresenta-se o modelo VAR genérico para depois configurá-lo segundo as variáveis em análise neste artigo. A seguir, calcula-se a função de impulso e resposta face às alterações nas séries de taxa de câmbio da Argentina e do Brasil. O VAR estimado apresenta-se estável e válido. Em relação à função de impulso resposta os resultados indicam que um choque no câmbio de um dos países promove um comportamento oscilatório das variáveis exportações e importações destes países. Em termos econômicos isto poderia ser explicado pela competição interna e externa que é gerada. Na externa, por exemplo, uma desvalorização da moeda argentina poderia fazer com que esta ganhasse em competitividade no mercado internacional contra um mesmo produto concorrente do Brasil.

PALAVRAS-CHAVE: Vetores auto-regressivos, Mercosul, Taxa de câmbio, Balança comercial.

ABSTRACT

EFFECTS OF BRAZILIAN AND ARGENTINE EXCHANGE RATES ABOUT THE EXPORTS AND IMPORTS OF THESE COUNTRIES IN THE PERIOD 1996 TO 2002.

Argentine and Brazil are the principal countries that make MERCOSUL. This paper study the performance of each country with your monetary politicians and the possible effects in rubrics belongs to yours trade balance. A autoregressive vector (VAR) model is used with the objective of capturing the effects of changing in exchange rates of those countries in their exports and imports in the period understood among January from 1996 to november of 2002. First, we demonstrate the VAR generic model and after we'll configure that using variables that we want to analise in the paper. Therefore, we'll calculate the impulse and answer function front of alterations in series of Brazilian and Argentine exchange taxes. The estimated VAR showed valid and stable. About impulse and answer function the results indicate that a exchange taxes shock in one of the countries promote an oscillatory compoment in variables imports and exports of these countries. In economics aspects this could be explained by internal and external competition that are created. In external, for instance, the devaluation of argentine coin could make that win competitiveness in market international against a same competitive brazilian products.

KEYWORDS: Autoregressive vector, Mercosul, Exchange rate, Trade balance

1 – INTRODUÇÃO

Os países do Brasil e Argentina são vizinhos territorialmente, como era de se esperar estabeleceram acordos de comércio bilateral e na década final do século vinte, em conjunto com o Uruguai e o Paraguai, deram os primeiros passos para a formação do Mercosul (Mercado Comum do Sul). Todos os países do Mercosul possuem pontos em comum. Seja na esfera política, com uma história recente de redemocratização, seja de ordem econômica e social, sendo considerados países em desenvolvimento.

Os dois primeiros países citados são os grandes representantes deste *bloco*. A invocação da grandeza que repercute neste trabalho é a econômica. O foco será a área macroeconômica e o desempenho de cada país com suas políticas monetárias e os possíveis efeitos nas duas contas da Balança Comercial, ou seja, as rubricas Exportação e Importação¹. Segundo dados do Banco Central do Brasil até os anos mais recentes a Argentina era o quinto país em volumes de exportação para o Brasil. Sua posição, no

* Mestre em Economia pela Universidade Federal do Ceará (UFCE), doutorando em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Prof. do Departamento de Economia da Fundação Universidade Federal do Rio Grande (FURG) e pesquisador do Centro Integrado de Pesquisas (CIP/FURG). tiarajufreitas@hotmail.com

† Doutor em Ciências Econômicas e Empresariais pela Universidade Complutense de Madri (UCM), Especialista em Ciências Sociais pela Universidade Federal de Pelotas (UFPEL), Prof. do Departamento de Economia da Fundação Universidade Federal do Rio Grande (FURG) e pesquisador do Centro de Estudos em Economia e Meio Ambiente (CEEMA/FURG). paulolessa_furg@yahoo.com.br

¹ As séries de exportações (FOB) e importações (CIF) de cada país são em milhões de dólares e foram fornecidas pelo CEI através do SECEX (Brasil) e INDEC (Argentina).

início do ano de 2003 já caiu para o décimo segundo lugar. Por sua vez, a Argentina tem-se posicionado como o segundo maior importador dos produtos brasileiros, em todo o período de vigência do Mercosul, com exceção para o ano de 2002.

Em face deste breve histórico o presente estudo pretende, através da utilização de Vetores Auto-regressivos (VAR), encontrar as relações entre as séries de taxas de câmbio², exportação e importação para os países Argentina e Brasil no período compreendido entre janeiro de 1996 a novembro de 2002 e, em especial, calcular a Função de Impulso e resposta face às alterações nas séries de taxa de câmbio da Argentina e do Brasil.

Quais os efeitos de alteração da taxa de câmbio Argentina nas suas próprias exportações e importações bem como seu efeito nas mesmas variáveis da economia brasileira? Por exemplo, no início da década de oitenta o Brasil promoveu uma forte desvalorização de sua moeda com o objetivo de aumentar o volume monetário da rubrica Exportações. Seria interessante, com a utilização de um modelo VAR, capturar o efeito de tal política no final da década de 90, na qual o mundo se apresenta altamente competitivo em termos comerciais.

Por outro lado, esta alta competitividade também se traduz em um maior número de países negociando. Soma-se a isto a velocidade da informação e a tecnologia. Será que um outrora grande parceiro comercial, ao passar por dificuldades econômicas (Argentina), teria um efeito negativo na economia brasileira ou, em face desta nova economia globalizada, seria possível atenuar este efeito esperado através de uma redistribuição da produção nacional para outros países?

Ao se destacar a evolução dos regimes de câmbio nos dois países em torno do período da amostra, no Brasil, a taxa de câmbio passou por três mudanças em 6 anos. Em julho de 1994 foi adotada a livre flutuação, que após três meses passou à flutuação suja. Em março de 1995 foi adotado o regime de banda móvel que quatro dias depois passou à banda fixa e, três meses depois voltou à banda móvel. Por último, em janeiro de 1999, novamente um regime de câmbio flutuante.

No caso da Argentina, o período de câmbio fixo dentro da amostra vai de janeiro de 1996 a dezembro de 2001. Em fins de 2000 e início de 2001, surgiu a crise Argentina o que forçou uma mudança no regime cambial, que passou a ser flutuante a partir de 2002.

Em face destas mudanças de regime cambial nos dois países, este trabalho inseriu *dummies* para isolar os efeitos destes diferentes regimes de câmbio.

Além desta introdução, esse texto apresenta quatro seções. Na próxima, apresenta-se um breve comentário sobre as características comerciais do Brasil e Argentina no período de vigência do Mercosul. Na seção três apresenta-se os modelos VAR e, logo após, os resultados empíricos (seção quatro). Na seção cinco são apresentadas às considerações finais.

2 – CARACTERÍSTICAS COMERCIAIS DO BRASIL E ARGENTINA NO ÂMBITO DO MERCOSUL

O início da década de 90 foi um marco da reconversão da política comercial brasileira, de uma política ainda residualmente baseada na proposta de industrialização para substituição de importações para uma política baseada na abertura comercial e financeira. A inserção externa da economia brasileira, a partir desses anos, deu-se através da diminuição da proteção comercial, criação de mecanismos para atração de investimento direto estrangeiro e, posteriormente, promoção das exportações.

Neste contexto o Mercosul teve papel importante. Previa-se, a partir do Tratado de Assunção (1991), a livre circulação de bens e serviços e fatores de produção, adoção de uma Tarifa Externa Comum (TEC) e a coordenação de políticas macroeconômicas e setoriais, e outros mecanismos de harmonização da legislação pertinente ao processo de integração (Carvalho e Silva, 2006).

Entretanto, no conjunto de resultados mais evidentes oriundos da proposta do Mercosul, observa-se o aumento do comércio intra-bloco, em especial entre Brasil e Argentina.

No que correspondem às exportações do Brasil, a Argentina tem-se posicionado como um grande receptor dos produtos brasileiros, assim como para a economia da Argentina, o Brasil representou o maior comprador de seus produtos durante todo o período de vigência do Mercosul. O auge das relações de comércio entre os dois países foi o ano de 1988, quando as importações do Brasil representaram 30% das exportações totais da argentina³.

Na maior parte do período pós-estabelecimento do acordo, a Argentina aparece como o segundo maior destino das exportações brasileiras, atrás dos Estados Unidos, exceção para o ano de 2002, auge da crise cambial argentina, quando foi superada pela Alemanha, Holanda e China, respectivamente em segundo, terceiro e quarto lugar, atrás dos Estados Unidos, ficando excepcionalmente a Argentina neste ano

² As séries de taxa de câmbio argentina e brasileira foram extraídas do site do Mercosul: <http://www.mercosur.org.uy/>

³ Os dados relativos ao comércio do Brasil e Argentina foram obtidos através do Banco Central do Brasil (BCB) e do Banco Central da República Argentina (BCRA).

em quinto lugar de destino dos produtos do Brasil⁴.

Antes do acordo do Mercosul, no ano de 1990, as exportações totais do Brasil foram de US\$ 31,4 bilhões, sendo US\$ 1,3 bilhões para o Mercosul, o equivalente a 4,2% das exportações totais, e desses, US\$ 645 milhões destinou-se à Argentina, o equivalente a 2,05%.

O ano de 1998 foi o melhor para as relações comerciais entre os dois países, no que diz respeito ao volume de exportações com relação às suas respectivas exportações totais. As exportações brasileiras para a Argentina chegaram a 13,2% das exportações totais (US\$ 6,7 bilhões/US\$ 51,1 bilhões) e 17,4% para o Mercosul (US\$ 8,9 bilhões/US\$ 51,1 bilhões). Neste ano, a Argentina exportou para o Brasil US\$ 7,9 bilhões, o equivalente a 30% de suas exportações totais (US\$ 26,4 bilhões). Também em 1998, 60% das exportações totais da Argentina tiveram como destino o Mercosul. Após a desvalorização cambial em 2002, as exportações da Argentina para o Brasil passaram a representar pouco mais de 16% com relação às suas exportações totais, uma vez que esta aumentou sua competitividade no cenário internacional e passou a conquistar novos mercados.

Para o Brasil, o melhor resultado em volume monetário foi o ano de 2006, tendo exportado US\$ 13,9 bilhões para o Mercosul, sendo que desse valor US\$ 11,7 bilhões foram para a Argentina, ainda que tenha representado apenas 10,2% e 8,5%, respectivamente, com relação às exportações totais brasileiras (US\$ 137,5 bilhões).

Após as crises cambiais no Brasil em 1999 e na Argentina em 2001, houve um desaquecimento das relações de comércio entre os dois países, repercutido principalmente entre os anos 2002 a 2004. A partir de 2005, houve uma recuperação que se estendeu até o ano de 2006. No entanto, não se chegou ao patamar do ano de 2000, imediatamente anterior a crise cambial argentina, quando o Brasil exportou para a Argentina US\$ 6,2 bilhões, o equivalente a 11,3% das exportações totais brasileiras.

3 – MODELOS VAR

Dentro da evolução econômica e econométrica ao longo do tempo, Sims (1980), o criador dos modelos VAR (vector auto regressive), dissociou a idéia da existência de um embasamento econômico dentro de um modelo antes de um processo de estimação⁵. Este modelo surgiu como forma de responder a deficiências dos modelos estruturais de natureza keynesiana⁶.

Os modelos VAR não necessitavam de condições especiais de identificação. As variáveis de um modelo VAR eram endógenas para os valores contemporâneos e exógenas para os valores defasados. Os valores defasados incorporavam o passado da economia fazendo com que as antecipações não tenham uma representação especial.

Com um conjunto de variáveis e seu comportamento em um determinado período do tempo o VAR faz é uma representação desta economia. Os modelos VAR podem: i – fornecer o comportamento passado da economia; ii – ajudar a conhecer a dinâmica de comportamento da economia; iii – identificar relações de causalidade e iv – indicar como comportamentos não esperados podem influenciar a economia e assim fundamentar as ações de política.

Nas seções a seguir abordar-se a questão da estabilidade dos modelos e apresenta-se as famílias dos modelos VAR.

3.1 – Estabilidade de modelos auto-regressivos

Estabilidade de modelos auto-regressivos implica em obter para uma variável que a influência dos choques sobre essa variável tenda a anular-se à medida que o tempo passa. O mesmo pode ser dito para um modelo, ou seja, deseja-se que um choque sobre qualquer variável tenha efeitos, sobre ela própria e as restantes e que tendam a desaparecer.

A seguir apresenta-se um processo auto-regressivo com duas defasagens, ou seja, um processo AR(2) para uma variável y:

$$y_t = \phi_1 \cdot y_{t-1} + \phi_2 \cdot y_{t-2} + \omega_t \quad (3.1)$$

A equação (3.1) pode ser reescrita com a utilização de operadores de defasagem tornando-se:

$$(1 - \phi_1 \cdot L - \phi_2 \cdot L^2) \cdot y_t = \omega_t \quad (3.2)$$

Por fatorização o polinômio de defasagem por ser escrito como:

$$(1 - \phi_1 \cdot L - \phi_2 \cdot L^2) = (1 - \lambda_1 \cdot L) \cdot (1 - \lambda_2 \cdot L) \quad (3.3)$$

⁴ Informações obtidas: <http://www.brasemb.or.jp/porutogatu/relac/secom/Paises.PDF>, Acesso em: 15 de jun.2007.

⁵ É claro que a escolha das variáveis a serem estimadas no modelo mostra que a teoria econômica não está afastada, quando da utilização de um VAR. Assim, o VAR é ateuórico, no sentido de não impor restrições de natureza keynesiana ou monetarista.

⁶ Ao longo da década de 80 Doan e Sims (1984) e Litterman (1986) desenvolveram o BVAR cujo objetivo era responder ao problema da sobre-parametrização que afeta os modelos VAR. Outros autores continuaram a desenvolver a literatura sobre os modelos VAR, cita-se Watson (1994) e Stock e Watson (2001). O resultado é a aplicação destes modelos para previsão e simulação de políticas.

Isto leva-nos a apresentar o polinômio de defasagem em relação às novas variáveis:
 $(1 - \phi_1 \cdot L - \phi_2 \cdot L^2) = 1 - (\lambda_1 + \lambda_2) \cdot L + (\lambda_1 \cdot \lambda_2) \cdot L^2$ (3.4)

Para que (3.4) seja verdade,

$$\begin{aligned} (\lambda_1 + \lambda_2) &= \phi_1 & (3.5) \\ (\lambda_1 \cdot \lambda_2) &= -\phi_2 \end{aligned}$$

Se $\phi_1 = 0,6$ e $\phi_2 = -0,05$, então devemos ter duas raízes com $\lambda_1 = 0,5$ e $\lambda_2 = 0,1$, ou seja,
 $(1 - 0,6 \cdot L + 0,05 \cdot L^2) = (1 - 0,5 \cdot L) \cdot (1 - 0,1 \cdot L)$

Ao invés de utilizar-se como variável o operador de defasagem L , passa-se a utilizar a variável ∂ . A expressão em (3.3) torna-se:

$$(1 - \phi_1 \cdot \partial - \phi_2 \cdot \partial^2) = (1 - \lambda_1 \cdot \partial) \cdot (1 - \lambda_2 \cdot \partial) \quad (3.6)$$

Dividindo (3.6) por ∂^2 obtemos

$$(\partial^{-2} - \phi_1 \cdot \partial^{-1} - \phi_2) = (\partial^{-1} - \lambda_1) \cdot (\partial^{-1} - \lambda_2) \quad (3.7)$$

que será de grande utilidade se fizermos $\lambda = \partial^{-1}$, resultando em

$$(\lambda^2 - \phi_1 \cdot \lambda - \phi_2) = (\lambda - \lambda_1) \cdot (\lambda - \lambda_2) \quad (3.8)$$

O lado direito da igualdade anula-se para $\lambda = \lambda_1$ e $\lambda = \lambda_2$, o que implica para o lado esquerdo

$$\lambda_1 = \frac{\phi_1 + \sqrt{\phi_1^2 + 4 \cdot \phi_2}}{2} \quad (3.9)$$

$$\lambda_2 = \frac{\phi_1 - \sqrt{\phi_1^2 + 4 \cdot \phi_2}}{2}$$

Retomando $\phi_1 = 0,6$ e $\phi_2 = -0,05$, obtemos os valores $\lambda_1 = 0,5$ e $\lambda_2 = 0,1$. Pode-se concluir que o modelo apresentado, para ser estável, deverá apresentar as raízes daquela equação do segundo grau, em módulo, inferior à unidade, ou seja, $|\lambda_1| < 1 \wedge |\lambda_2| < 1$. Como $\lambda = 1/\partial$, tomar o modelo (3.1) e dizer que y é estável quando as raízes de $(\lambda^2 - (\phi_1 \cdot \lambda) - \phi_2) = 0$ estão dentro do círculo unitário é o mesmo que as raízes do polinômio $(1 - (\phi_1 \cdot \partial) - (\phi_2 \cdot \partial^2)) = 0$ estarem fora do círculo unitário, então, as duas afirmações são equivalentes do ponto de vista da estabilidade de y . Uma forma prática de verificarmos se um processo é estacionário é vermos os efeitos de qualquer choque sobre o comportamento da variável (ou variáveis).

De forma genérica a equação abaixo apresenta um modelo auto-regressivo de ordem p .

$$y_t = \phi_1 \cdot y_{t-1} + \phi_2 \cdot y_{t-2} + \dots + \phi_p \cdot y_{t-p} + \omega_t \quad (3.10)$$

Na forma matricial o modelo pode ser expresso como:

$$\zeta_t = \begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \dots \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix} \quad F = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \dots & \phi_{p-1} & \phi_p \\ 1 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & 0 & \dots & 1 & \dots & 0 \end{bmatrix} \quad v_t = \begin{bmatrix} \omega_t \\ 0 \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix} \quad (3.11)$$

Então,

$$\zeta_t = F \cdot \zeta_{t-1} + v_t \quad (3.12)$$

Desenvolvendo (3.12) tem-se:

$$\begin{aligned} y_t &= \phi_1 \cdot y_{t-1} + \phi_2 \cdot y_{t-2} + \dots + \phi_p \cdot y_{t-p} + \omega_t \\ y_{t-1} &= y_{t-1} + 0 \\ y_{t-p+1} &= y_{t-p+1} + 0 \end{aligned}$$

Pode-se notar que em (3.12) temos as mesmas relações que em (3.10). Os valores próprios de F são os valores de λ para os quais se verifica $|F - \lambda \cdot I_p| = 0$. Sendo o polinômio característico da matriz F dado por $\lambda^p - \phi_1 \cdot \lambda^{p-1} - \dots - \phi_p = 0$, tem-se de impor como condição de estabilidade que as raízes sejam, em módulo, inferiores à unidade. O que coincide com a imposição de valores próprios de F dentro do círculo unitário.

3.2 – Apresentação de modelos VAR

Dado o seguinte modelo de VAR estrutural:

$$\begin{aligned} y_t &= b_{10} - b_{12} \cdot z_t + \gamma_{11} \cdot y_{t-1} + \gamma_{12} \cdot y_{t-2} + \varepsilon_{yt} \quad (3.13) \\ z_t &= b_{20} - b_{22} \cdot y_t + \gamma_{21} \cdot z_{t-1} + \gamma_{22} \cdot z_{t-2} + \varepsilon_{zt} \end{aligned}$$

O modelo é um VAR de ordem 1 com duas variáveis onde y e z são variáveis $I(0)$ e ε_{yt} e ε_{zt} são variáveis *white noise* e não correlacionadas. Uma vez que os valores contemporâneos de cada uma das variáveis influenciam a outra, não estamos perante uma forma reduzida de um modelo, apesar da sua aparência⁷.

Em termos de representação vetorial pode-se reduzir o sistema a:

$$B \cdot x_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 \cdot x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

Pré-multiplicando por B^{-1} , tem-se o modelo típico VAR

$$x_t = A_0 + A_1 \cdot x_{t-1} + e_t \quad (3.15)$$

onde:

$$A_0 = B^{-1} \cdot \Gamma_0$$

$$A_1 = B^{-1} \cdot \Gamma_1$$

$$e_t = B^{-1} \cdot \varepsilon_t$$

Este modelo toma a seguinte forma desenvolvida

$$\begin{aligned} y_t &= a_{10} - a_{11} \cdot y_{t-1} + a_{12} \cdot z_{t-1} + e_{1t} \quad (3.16) \\ z_t &= a_{20} - a_{21} \cdot y_{t-1} + a_{22} \cdot z_{t-1} + e_{2t} \end{aligned}$$

3.3 – Estabilidade do modelo

Tomando um modelo com k variáveis, cuja ordem auto-regressiva seja de p e utilizando o conceito de operador de defasagem, na formulação (3.15) tem-se:

$$\begin{aligned} x_t &= A_0 + A_1 \cdot x_{t-1} + A_2 \cdot x_{t-2} + \dots + A_p \cdot x_{t-p} + e_t \\ x_t &= A_0 + (A_1 \cdot L + A_2 \cdot L^2 + \dots + A_p \cdot L^p) \cdot x_t + e_t \\ (I - A_1 \cdot L - A_2 \cdot L^2 - \dots - A_p \cdot L^p) \cdot x_t &= A_0 + e_t \quad (3.17) \\ A(L) \cdot x_t &= A_0 + e_t \quad (3.18) \end{aligned}$$

e cuja condição de estabilidade impõe que as raízes de $A(L) = 0$ estejam fora do círculo unitário. O que é o mesmo que dizer que as raízes de

$$\left| I_k \cdot \lambda^p - A_1 \cdot \lambda^{p-1} - A_2 \cdot \lambda^{p-2} - \dots - A_p \right| = 0$$

devem cair dentro do círculo unitário.

3.4 – Identificação e estimação

Um dos problemas face à estimação de modelos VAR é o da identificação ou sobre-parametrização dos modelos VAR.

No modelo (3.17) temos k variáveis e p defasagens. Cada matriz A contém k^2 coeficientes, resultando em se estimar $[k+(p \cdot k^2)]$ parâmetros num modelo deste tipo. Obviamente se trata de um exagero, ou seja, o modelo é sobre-parametrizado.

Este problema é relevante se o modelo (3.17) for usado para fazer previsões. Sendo o modelo utilizado para conhecer as relações dinâmicas entre as variáveis, então aquele problema perde importância. Para estimar o modelo basta a aplicação do método de OLS.

Através da utilização que se está fazendo do VAR, podem-se formar dois grupos. O primeiro grupo defende que as variáveis do modelo sejam $I(0)$. Este grupo impõe ainda que se apresente em um modelo de variáveis em diferenças ($I(0)$), pelo menos, tantas variáveis determinísticas como as que representam os Modelos de Correção de Erros defasados entre as variáveis $I(1)$. Neste último caso, supõe-se que as variáveis $I(1)$, são co-integradas.

O segundo grupo de economistas recusa a diferenciação e defende que se possam utilizar variáveis $I(1)$ num VAR, uma vez que se trata de obter a dinâmica de relacionamento entre essas variáveis. Estes autores defendem, também, que não se utilize uma tendência que afinal acaba por ser dada pelo próprio comportamento das variáveis $I(1)$. Para estes autores, a diferenciação elimina toda uma série de informações sobre o relacionamento das variáveis que deveriam ser retidas.

⁷ Veja Bernanke (1986), Blanchard and Watson (1986), Sims (1986) e Stock and Watson (2001) para uma apresentação deste tipo de modelo.

3.5 – A escolha do número de defasagens

A escolha do número de defasagens a serem utilizadas num modelo de k variáveis pode ser feita utilizando a razão de verosimilhança. Tomemos um exemplo para $k = 2$ com 50 observações e no qual pretendemos selecionar entre 3 (p_0) e 4 (p_1) defasagens. Como, no máximo, temos 4 defasagens, acabamos por ter apenas 46 observações úteis, $T = 50 - 4$, $T = N - p_1$. A fórmula da razão será:

$$T \cdot \left\{ \log \left| \hat{\Omega}_0 \right| - \log \left| \hat{\Omega}_1 \right| \right\} \sim \chi^2 \text{ (restrições em } H_0) \quad (3.19)$$

onde $\hat{\Omega}_0$ é a matriz das variâncias-covariâncias do modelo p_0 e

onde $\hat{\Omega}_1$ é a matriz das variâncias-covariâncias do modelo p_1 .

A nossa hipótese nula consiste em impor $k \cdot (p_1 - p_0)$ restrições em cada equação. Então, para todo o sistema, teremos $k \cdot [k \cdot (p_1 - p_0)] = k^2 \cdot (p_1 - p_0)$ graus de liberdade.

3.6 – Identificação e matriz de variâncias-covariâncias e decomposição de Choleski

Voltando ao tema identificação e utilizando as equações (3.14) e (3.15), note que no primeiro caso, no modelo estrutural, temos oito coeficientes a serem determinados e os dois desvios-padrão dos erros. No segundo caso, no modelo padronizado, temos 6 coeficientes, mais os dois desvios-padrão dos erros e a covariância entre estes. Ou seja, para o primeiro modelo temos 10 parâmetros e para o segundo apenas 9. O modelo é sub-identificado.

A solução sugerida por Sims é a utilização de um modelo recursivo em que $b_{21} = 0$. Com esta solução o modelo passou a ser identificado. Sendo assim, os erros estimados terão a seguinte relação com os choques a que estão sujeitas as variáveis do modelo:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \dots & -b_{12} \\ 0 & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (3.20)$$

Como se pode notar, os valores contemporâneos da variável y não determinam os valores contemporâneos de z , enquanto que os de z determinam os de y . Ao nível dos choques nas variáveis, os choques contemporâneos de y e z afetam os valores contemporâneos de y , enquanto que os valores contemporâneos de z são afetados apenas pelos choques contemporâneos de z . Os choques contemporâneos de y apenas afetam os valores de z um período posterior. A equação (3.20), com matriz triangular, corresponde à decomposição de Choleski e equivale a atribuir um certo comportamento ao modelo.

3.7 – Teste de causalidade de Granger

Este teste auxilia na formalização de uma relação de causalidade entre duas variáveis que pertençam a um modelo de Vetor Auto-regressivo. O teste de causalidade criado por Granger verifica se as defasagens de uma variável influenciam no comportamento de outra variável. Suponha um VAR com duas variáveis, especificado como:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & \dots & 0 \\ a_{21} & \dots & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (3.21)$$

Aqui a variável y_2 defasada não afeta a determinação de y_1 . Assim, y_2 é dito não causar Granger y_1 . Um simples teste é um *likelihood ratio test*, baseado sobre as matrizes de variância-covariância dos resíduos.

3.8 – Função de impulso e resposta

Considere novamente o modelo de VAR em (3.21). Uma perturbação em ε_{1t} tem um efeito imediato e isolado sobre y_{1t} , mas não afeta y_{2t} . No período $t+1$, aquela perturbação em y_{1t} afeta $y_{1,t+1}$ através da

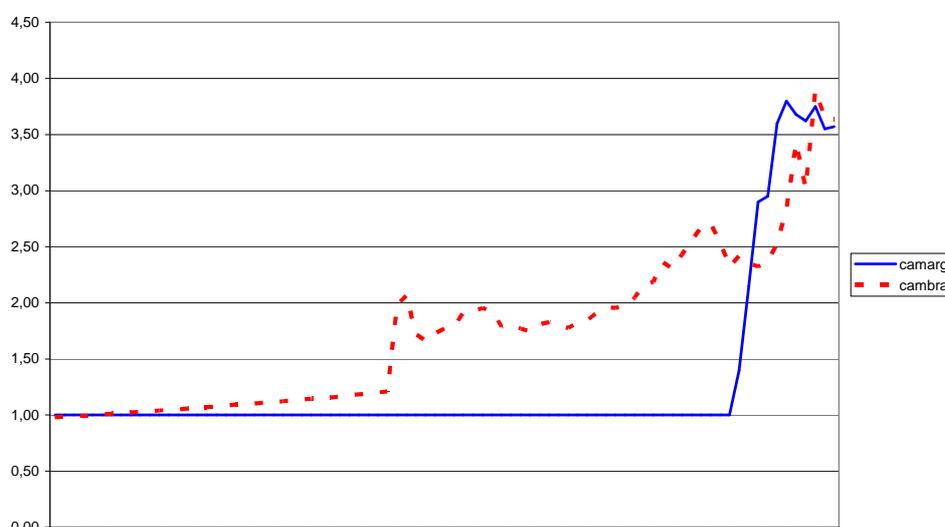
primeira equação e também afeta $y_{2,t+1}$ através da segunda equação. Estes efeitos também valem para t+2 e assim por diante. Assim a perturbação de uma inovação no modelo VAR irradia uma reação em cadeia ao longo do tempo em todas as variáveis no VAR. A função de impulso e resposta calcula estas reações em cadeia.

4 – RESULTADOS EMPÍRICOS

Neste ponto do trabalho utiliza-se um modelo VAR para captar os efeitos das taxas de câmbio utilizadas nos países do Brasil e Argentina em relação ao desempenho das rubricas Exportação e Importação de cada um destes países. Os resultados obtidos podem apresentar evidências de que tipo de política econômica pode ser adotado ao longo do tempo.

Nos três gráficos a seguir tem-se a evolução no tempo das taxas de câmbio e das contas da Balança Comercial.

GRÁFICO 1 – Taxa de Câmbio Argentina Brasil 1996-2002



Podem-se notar claramente as mudanças de regime cambial utilizadas em ambos os países. A fim de isolar estas mudanças insere-se um conjunto de *dummies* no VAR.

GRÁFICO 2 – Exportações Brasil e Argentina

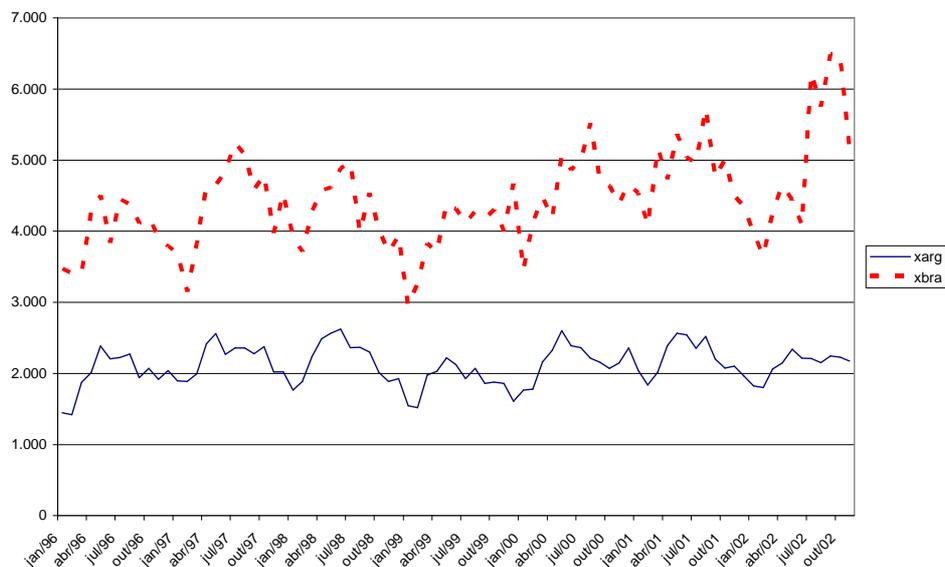
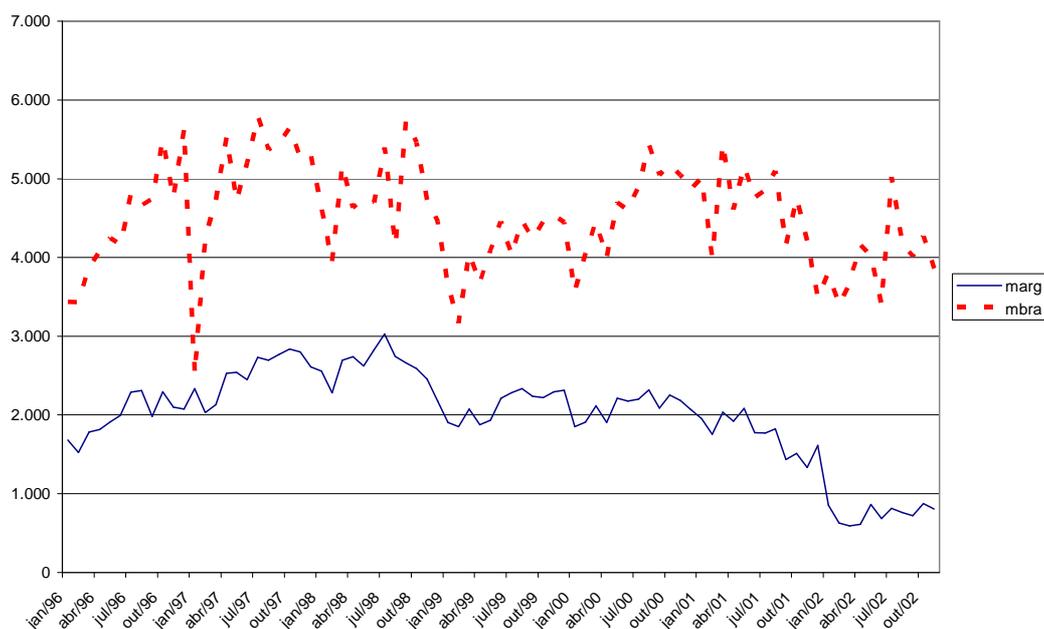


GRÁFICO 3 – Importações Brasil e Argentina



Em relação aos dados de Exportação e Importação para Brasil e Argentina nota-se um comportamento sazonal. Este comportamento foi retirado através do método Census X-12. Este procedimento auxilia no sentido de não se perder tantos graus de liberdade, o que aconteceria caso se optasse pela utilização de novas *dummies*.

Trabalhando com as séries desazonalizadas em logaritmos, realizou-se o teste de raiz unitária ADF para verificar a estacionariedade das séries.

A Tabela 1 mostra os resultados e nota-se que estes são estacionários em primeira diferença com componente de tendência e constantes. Isto indica que o VAR deverá ser rodado em diferenças.

TABELA 1 – Teste ADF de raiz unitária

Série	Teste ADF		
	t_{α}	K	Com. Det.
Câmbio Arg.	-3,72	2	Intercepto; Tend.
Câmbio Brasil	-5,91	2	Intercepto; Tend.
Export. Arg	-5,67	2	Intercepto; Tend.
Export. Brasil	-5,33	2	Intercepto; Tend.
Import. Arg	-5,88	2	Intercepto; Tend.
Import. Brasil	-7,94	2	Intercepto; Tend.

Obs.: Valores críticos para o teste ADF: -4,08 para 1%; -3,46 para 5% e -3,15 para 10%

A hipótese de raiz unitária só não é rejeitada ao nível de 1% para a série Câmbio Argentina. Um passo adicional seria o teste de co-integração para verificar a existência da relação de longo prazo entre as variáveis. Como o presente trabalho está interessado nas relações de curto prazo com o fim de captar o impulso resposta no curto prazo este passo não será feito aqui. Contudo, durante a modelagem do VAR será feito o teste de co-integração de Johansen para a validação do modelo VAR utilizado.

A seguir passou-se a estimar o VAR com as séries em primeira diferença. Utilizando os critérios de seleção de defasagens contidos na Tabela 2 – Teste da razão de Verossimilhança (LR), Critério de informação de Akaike (AIC), Critério de Informação de Schwars (SC), Critério de informação de Hannan-Quinn (HQ) e o Erro de previsão final (FPE). Os resultados indicam que o modelo deveria ter cinco defasagens pelo LR, FPE e HQ, uma defasagem pelo critério SC e sete defasagens pelo AIC. Como três critérios indicam cinco defasagens, optou-se pela sua utilização.

TABELA 2 – Teste para a especificação do número de defasagens

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	483.9166	NA	1.62E-13	-12.42444	-11.86824	-12.20236
1	573.4952	157.6585	3.91E-14	-13.85321	-12.18462*	-13.18696
2	620.5100	75.22367	2.99E-14	-14.14693	-11.36595	-13.03652
3	661.0221	58.33739	2.81E-14	-14.26726	-10.37388	-12.71267
4	738.5434	99.22723	1.04E-14	-15.37449	-10.36872	-13.37574
5	805.1113	74.55605*	5.52E-15*	-16.18963	-10.07147	-13.74672*
6	844.9437	38.23912	6.66E-15	-16.29183	-9.061269	-13.40475
7	903.2191	46.62027	5.72E-15	-16.88584*	-8.542884	-13.55459

Obs.: * indica a ordem de defasagem selecionada pelo critério.

LR: estatística do teste LR seqüencialmente modificada

FPE: Erro de previsão final

AIC: Critério de informação de Akaike

SC: Critério de informação de Schwarz

HQ: Critério de informação de Hannan-Quinn

O teste de validação realizado confirma o fato de existir seis equações co-integrando ao nível de 5% e 1% conforme a Tabela 3 a seguir. O VAR indica que a matriz de coeficientes apresentou posto completo, reafirmando que as variáveis são estacionárias.

TABELA 3 – Teste de Rank de co-integração não restrito

Hipótese de	Traço	Valor Crítico	Valor Crítico
nº de equações co-integrando	Autovalor	Estatístico	a 5% a 1%
Nenhuma **	0.762456	390.7850	94.15 103.18
Quando muito 1 **	0.704226	275.7929	68.52 76.07
Quando muito 2 **	0.565586	178.3401	47.21 54.46
Quando muito 3 **	0.478439	111.6395	29.68 35.65
Quando muito 4 **	0.390290	59.56526	15.41 20.04
Quando muito 5 **	0.221039	19.98351	3.76 6.65

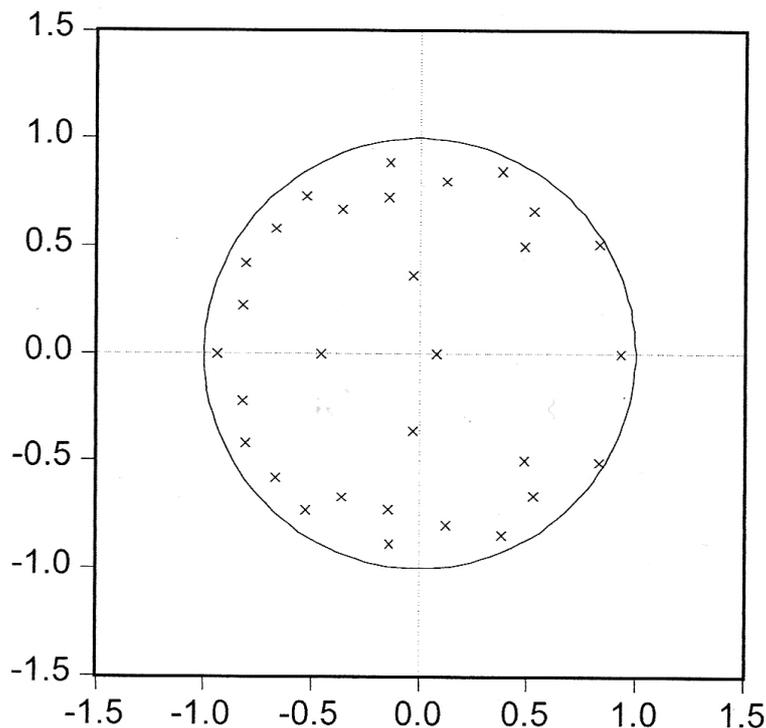
Obs.: *(**) denota rejeição das hipóteses com nível de 5%(1%)

O teste do traço indica 6 equações de co-integração com níveis de 5% e 1%

Mais uma informação importante quanto à estabilidade do VAR estimado é o comportamento do polinômio característico da matriz F^8 dado por $\lambda^p - \phi_1 \cdot \lambda^{p-1} - \dots - \phi_p = 0$, tem-se de impor como condição de estabilidade que as raízes sejam, em módulo, inferiores à unidade. O que coincide com a imposição de valores próprios de F dentro do círculo unitário. O gráfico 4 apresenta os resultados e corroboram a condição de estabilidade.

⁸ Veja na seção 3.1- Estabilidade de modelos auto-regressivos.

GRÁFICO 4 – Raiz inversa de um polinômio autoregressivo



O ponto chave deste artigo está relacionado à obtenção da Função de Impulso e Resposta (FIR), a qual é apresentada a seguir. Relembrando o que foi dito na seção 3.8, uma FIR fornece a reação de uma variável endógena do sistema a choques exógenos. Dito de outra forma, ela apresenta os efeitos nos valores contemporâneos e futuros das variáveis endógenas do modelo, dado uma variação que corresponde a um desvio-padrão nas variáveis de inovação.

Na Figura 5, apresenta-se a FIR devido a um choque na taxa de câmbio brasileira. O impacto imediato na economia argentina é um efeito positivo nas exportações argentinas e um efeito negativo nas suas importações. Para os períodos seguintes nota-se um comportamento oscilatório. Em relação às variáveis brasileiras o resultado imediato é um efeito negativo nas variáveis exportações e importações. Parece ser um resultado estranho. Como estamos trabalhando com as variáveis em logaritmo e, em primeira diferença, os impactos significam a taxa de crescimento de cada variável. Se a taxa de câmbio aumenta (desvaloriza-se) espera-se um aumento do volume de exportações e uma diminuição do volume de importações em termos monetários.

Já na Figura 6, que representa a FIR devido a um choque na taxa de câmbio argentina, a desvalorização da moeda argentina (o que implica em um aumento da taxa de câmbio), provoca uma queda imediata e no período seguinte nas importações deste país. Ao longo dos períodos seguintes nota-se uma oscilação das respostas dado o choque inicial. O efeito nas exportações é positivo nos primeiros dois períodos e também oscilatório para os períodos mais à frente. Quando olhamos o choque do câmbio argentino na rubrica exportações brasileiras, a resposta imediata é nula para, nos períodos seguintes, oscilar com choques positivos e negativos. A repercussão deste mesmo choque na rubrica importações alterna-se entre positivo e negativo ao longo do tempo.

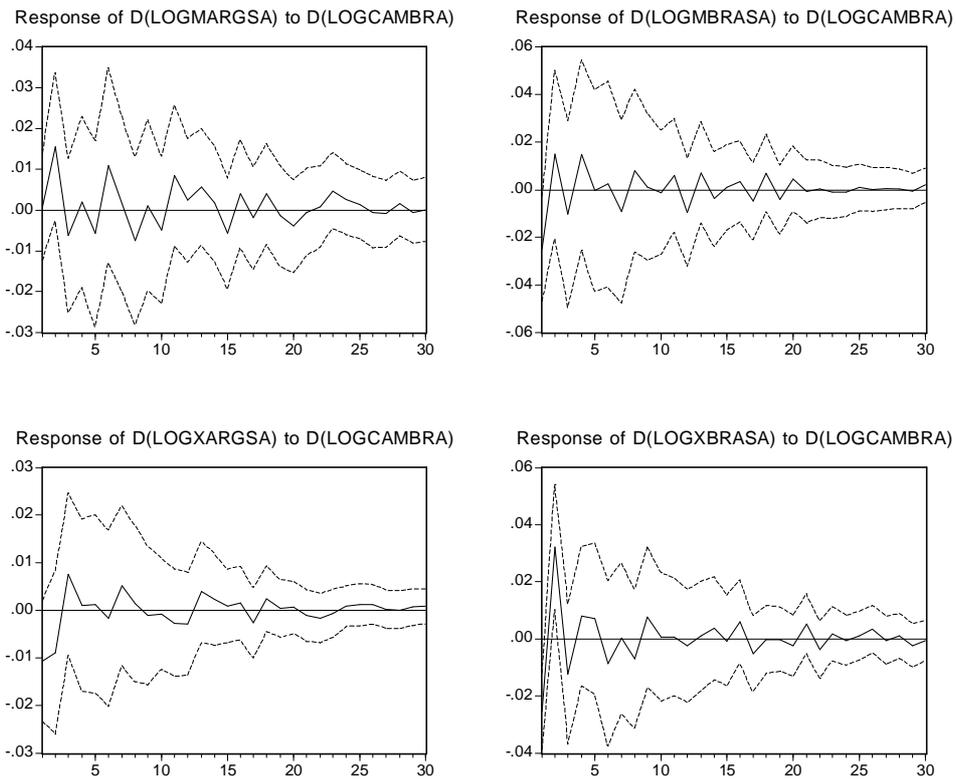


FIGURA 5 – Resposta a um choque na Taxa de Câmbio do Brasil [D(logcambra)]. Response to Cholesky One S. D. Innovations $2 \pm$ S. E.

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

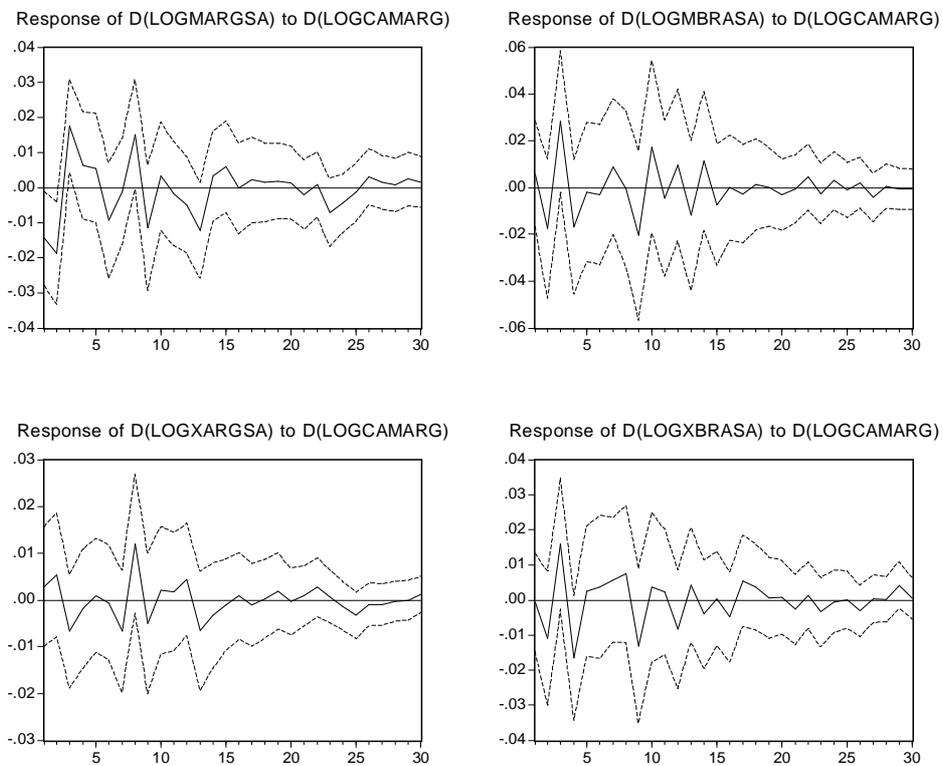


FIGURA 6 – Resposta a um choque na Taxa de Câmbio da Argentina [D(logcamarg)]

5 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho foi desenvolvido como um primeiro passo para a análise de relações e impactos de variáveis comuns entre um grupo de países e os efeitos de políticas econômicas particulares entre estes.

Os países selecionados foram a Argentina e o Brasil e estimou-se um modelo VAR para captar os efeitos de mudanças nas taxas de câmbio de cada país nas rubricas exportação, importação destes.

Primeiro, foi feita a modelagem do VAR em relação a sua estabilidade e validade. Os resultados encontrados foram de que o VAR é estável e válido.

Estimou-se a Função de Impulso Resposta (FIR) face choques da taxa de câmbio argentina e brasileira e seus efeitos nas exportações e importações de cada um dos países. Os resultados indicam que um choque no câmbio de um dos países promove um comportamento oscilatório das variáveis exportações e importações destes países. Em termos econômicos isto poderia ser explicado pela competição interna que é gerada entre os países Brasil e Argentina e, externa – por exemplo, uma desvalorização da moeda Argentina poderia fazer com que ela ganhasse em competitividade no mercado internacional contra um mesmo produto concorrente do Brasil. Em face às análises do comércio entre Brasil e Argentina até 2006, exposto na seção dois, pode-se concluir que o modelo VAR estimado, em conjunto com a FIR, é consistente com os fatos empíricos de comércio entre os dois países. Ou seja, a FIR estimou, com dados até 2002, que as perturbações no câmbio da Argentina e do Brasil, demandariam de 24 a 30 meses para serem absorvidas pelas rubricas da balança comercial, o que foi verificado pela análise histórica desenvolvida por este trabalho, sugerindo uma consistência do modelo não só econométrica como empírica.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, C. H.; SILVEIRA FILHO, G. B. da. **Mudanças de regime no câmbio brasileiro**. Texto para Discussão do Banco Central, Brasília, 2002.

BERNANKE, B.. **Alternative explanations of the money-income correlation**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. v. 25, p. 49-99, 1986.

BLANCHARD, O. and M. Watson. **The American Business Cycle: Continuity and Change, Chapter Are Business Cycles All Alike?**, p. 123-156. University of Chicago Press, 1986.

CARVALHO; SILVA. **Economia Internacional**, 3ªed. Saraiva: São Paulo, 1986.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. . **Econometric Methods**, 4ª edição. MC Graw Hill, New York, 1987.

SIMS, C. . **Macroeconomics and reality**. *Econometrica*. V. 48(1), p.1-48, 1980.

SIMS, C. . **Are forecasting models usable for policy analysis?** Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review. V. 10(1), p. 2-16, 1986.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W.. **Vector autoregressions**. *Journal of Economic Perspectives*. v.15(4), p.101-115, 2001.