

A photograph of a port terminal. In the foreground, there are several stacks of shipping containers in various colors: red, yellow, blue, and grey. In the background, a large blue gantry crane is visible, with a smaller orange crane suspended from it. The sky is clear and blue.

A influência da taxa de câmbio e da taxa de juros sobre as exportações brasileiras: um estudo comparativo entre os diferentes regimes cambiais pós Plano Real

The exchange rate and Interest rate influence on Brazilian exports: a comparative study between different exchange rate regimes after the Real Plan

Resumo

O presente estudo tem por objetivo analisar a influência da taxa de câmbio e da taxa de juros sobre as exportações brasileiras, com base nos regimes cambiais adotados pelo Brasil após o Plano Real. Iniciou-se com uma breve revisão de literatura sobre o tema. Na sequência, partiu-se para a pesquisa empírica com a estimação de modelos econométricos com séries temporais, especialmente utilizando o método de Vetores Autorregressivos (VAR). Houve a estimação de quatro modelos VAR. As variáveis consideradas para as exportações foram as seguintes: exportações totais, bens básicos, bens manufaturados e bens semimanufaturados. As demais variáveis que completaram os modelos foram: Produto Interno Bruto (PIB) mensal, taxa de câmbio real, taxa Selic do Banco Central, Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) com a aplicação do teste de função de resposta a impulso (FRI). No primeiro período da análise, registra-se um impulso de 17,78% da taxa de câmbio e 14,07% da taxa de juros. Com esse choque, as alterações observadas foram relativamente pequenas, ou seja, devido à instabilidade das variáveis macroeconômicas, os resultados obtidos não foram os esperados. Já no segundo período, observa-se um impulso de 29,33% na taxa de câmbio e de 3,69% na taxa de juros, em que os resultados são mais ajustados que os primeiros. Quanto à decomposição da variância, tem-se que as exportações brasileiras, além de serem formadas por elas mesmas, pelo câmbio e pela Selic, possuem grande influência do PIB na sua determinação. Destaca-se que as exportações são pouco influenciadas no que tange às variáveis taxa de câmbio e taxa de juros, mas ainda o PIB é o grande determinante exógeno de todas as variáveis analisadas. Por fim, o teste de causalidade de Granger estabeleceu, no primeiro período da análise, que apenas as exportações não são causadas pelo PIB, com um nível de significância de 10%, evidenciando novamente a instabilidade das variáveis. Já no segundo período, as exportações são causadas pelo PIB, a um nível de significância de até 5% para todas as hipóteses. Portanto, a análise efetuada neste trabalho demonstrou que as exportações brasileiras são influenciadas pela taxa de juros e pela taxa de câmbio. Contudo, as variações do PIB é que explicam melhor o comportamento da variação nas exportações. Ainda, o período mais recente apresenta os melhores resultados na análise empírica, principalmente pela estabilidade mais consistente e duradoura, que provoca menor oscilação nos dados. Percebe-se que as exportações não estão no foco da política econômica do governo e seguem uma trajetória aleatória, ditada pelas ondas de crescimento por que passa a economia brasileira recentemente.

Palavras-chave: Taxa de Câmbio. Taxa de Juros. Exportações. Regimes Cambiais.

Abstract

The present study aimed to analyze the influence of the exchange and interest rates on Brazilian exports, based on the exchange rate regimes adopted by Brazil after the Real Plan. We started with a brief review of literature on the subject. Then, we proceeded to empirical research with the estimation of econometric models with time series, utilizing Vector Autoregressive (VAR) method. There were four models of VAR estimating. The variables considered for exports were as follows: total exports, basic goods, manufactured goods and semi-manufactured goods. The other variables that completed the models were: monthly GDP, real exchange rate, the Selic rate from the Central Bank, the National Index of Broad Consumer Price and General Price Index – Domestic Availability with the application of the test impulse response function (FRI). The first period of analysis registers a boost of 17.78% in the exchange rate and 14.07% interest rate. With this shock, the changes were relatively small, that is, due to the instability of the macroeconomic variables, the results were unsatisfactory. In the second period, there was a surge of 29.33% in the exchange rate and 3.69% in the interest rate and the results are better adjusted than in the first period. As for the variance decomposition, Brazilian exports, besides being formed by themselves, the exchange rate and the Selic, have great influence from the GDP for their determination. It is noteworthy that exports are not influenced by the variables exchange rate and interest rate, but still the GDP is the major determinant of all exogenous variables. Finally, the Granger causality test established that, in the first period analysis, only exports are not caused by GDP, with a 10% significance level, again demonstrating the instability of the variables. In the second period, exports are caused by GDP, at a significance level of 5% for all cases. Therefore, the analysis performed in this study found that Brazilian exports are influenced by the interest rate and the exchange rate. However, variations in GDP are what better explain the behavior of the variations in exports. Still, the most recent period shows the best results in the empirical analysis, mainly due to more consistent and lasting stability, which causes less variation in the data. It can be seen that exports are not the focus of the government's economic policy and that they follow a random path dictated by the waves of growth that the Brazilian economy has gone through recently.

Keywords: Exchange Rate. Interest Rate. Exports. Exchange Rate Regime.

¹ Doutor em Desenvolvimento Econômico (UFPR). Professor do Departamento de Administração Geral e Aplicada da UFPR. E-mail: mwfonseca@ufpr.br.

² Graduada em Ciências Econômicas (UNIOESTE, campus Cascavel). E-mail: mczwirtes@hotmail.com.

Introdução

As posições adotadas pelo Brasil em uma política comercial estão associadas à postura do país frente às suas transações comerciais com o resto do mundo. Para que o êxito comercial seja atingido, é necessária a atuação não só da política comercial, mas de todas as políticas que estruturam o cenário macroeconômico, entre elas, as políticas cambial, fiscal e monetária.

As ações de uma política comercial são verificadas pelas iniciativas aplicadas ou recebidas dos países que estão comercializando. Essas ações são concretizadas pela aplicação de instrumentos, sob forma de fomentar ou reduzir a entrada de produtos estrangeiros no seu mercado interno. Ainda sobre as formas de comercialização internacional, além dos instrumentos utilizados, existem os acordos comerciais, os quais, quando estabelecidos, resultam em negociações comerciais que tendem a ser favoráveis a cada comércio.

Os condicionantes que influenciam o comércio internacional brasileiro não estão restritos às questões inerentes à política comercial, ou seja, acordos ou normas que interferem diretamente na relação entre os comerciários, mas associam-se também a outros fatores, como a taxa de câmbio e a estabilidade dos preços.

Historicamente, após a década de 1930, as posturas adotadas pelo Brasil para fomentar as relações comerciais tinham objetivos contrários à promoção das exportações, ou seja, a preocupação com os saldos da balança comercial tornava-se secundária. O processo de desenvolvimento da indústria brasileira pode ser visto como ponto de partida e evolução desse cenário no que tange aos crescentes investimentos em infraestrutura. As propostas de dinamização do mercado interno indicam que o desenvolvimento do comércio exportador com os outros países tornou-se preocupação menos importante.

Com a abertura comercial na década de 1990 e o processo de estabilização da economia iniciado

em 1994, os novos objetivos comerciais brasileiros começaram a se estruturar, deixando o Brasil com boas perspectivas de crescimento econômico e de melhores saldos na balança comercial. Com uma conjuntura econômica favorável, o país começou a desenvolver e fortalecer seu setor externo, não apenas pautado na exportação de bens primários, mas também se baseando na diversificação da pauta exportadora.

A estabilidade brasileira foi alcançada com a introdução do Plano Real em 1994, mas somente em 1999, com o Regime de Metas de Inflação, o foco tornou-se o controle da inflação. Essas mudanças possibilitaram ao país uma vulnerabilidade menor do setor externo, capacitando-o na sustentação das transações comerciais internacionais.

Entre as políticas macroeconômicas utilizadas na busca pela estabilidade econômica, a cambial teve grande relevância. Primeiramente, ao aplicar um sistema de câmbio administrado entre bandas cambiais, no período de introdução do Plano Real, a âncora cambial tornou-se instrumento de controle inflacionário. Após a introdução do Regime de Metas de Inflação em 1999, o câmbio passou a ser flutuante, e outros instrumentos começam a ser usados no combate à inflação, mais precisamente os condicionantes da política monetária.

Os condicionantes que influenciam o comércio internacional brasileiro não estão restritos às questões inerentes à política comercial, mas associam-se também a outros fatores, como a taxa de câmbio e a estabilidade dos preços.

Diante disso, este estudo pauta-se na relação que a taxa de câmbio e a taxa de juros, com base nas mudanças dos regimes cambiais após o Plano Real, têm com os níveis de exportação brasileira. O andamento do comércio exportador não depende apenas das diretrizes da política comercial, ele também sofre influência direta dos instrumentos da política macroeconômica do país. Assim, esses condicionantes se tornam aspectos importantes para o setor e variáveis influentes para a análise.

O objetivo deste artigo, então, é analisar empiricamente o comportamento das exportações brasileiras frente à influência da taxa de câmbio e da taxa de juros em dois momentos distintos da economia após o Plano Real: durante o regime de câmbio administrado (1995-1999) e durante o regime de câmbio flutuante (2000-2008). O artigo é composto por esta introdução; seguida de uma revisão da literatura sobre o tema; método de abordagem; resultados e discussões; e considerações finais.

O mercado de câmbio é universal e suas transações acontecem a todo instante, em todos os países do mundo, formando um único mercado de câmbio internacional.

O autor classifica os representantes do mercado de câmbio em quatro níveis: os usuários tradicionais, como turistas, importadores, exportadores e investidores; os bancos comerciais, atuantes como câmaras de compensação entre usuários e recebedores de câmbio; os corretores de câmbio, pelos quais os bancos comerciais da nação equilibram as suas entradas e saídas; e, por fim, o banco central do país, que atua como vendedor ou comprador em última instância, quando os ganhos e as despesas totais com o câmbio se encontram em desequilíbrio.

As taxas de câmbio são definidas pelo mercado quando o sistema cambial é regido sob a forma de câmbio flexível, ou seja, ele é determinado pela interação das curvas de oferta e demanda. Se a oferta de moeda estrangeira aumenta no país em questão, conseqüentemente, observa-se que a moeda estrangeira ficará mais barata perante a moeda doméstica. Esse processo é chamado de apreciação cambial da moeda doméstica.

Quando o processo é inverso, ocorre uma depreciação cambial da moeda doméstica, ou seja, a demanda por moeda estrangeira torna-se maior que a oferta, acarretando maiores quantidades de moeda doméstica para comprar uma unidade de moeda estrangeira.

Além do mercado cambial regido pelas forças de mercado, existem também as formas administrada e fixa dos sistemas cambiais. A utilização do câmbio administrado é feita por bandas cambiais, ou seja,

1 Revisão de Literatura

1.1 Política Cambial

De extrema importância para o comércio internacional, a taxa de câmbio real é caracterizada por ser a utilizada para transacionar as trocas de bens e serviços entre países. Ela possui seu próprio mercado cambial, que define seus respectivos valores, e ainda pode ser utilizada de várias formas.

Segundo Salvatore (2000, p. 248), “o mercado de câmbio é aquele em que os indivíduos, empresas e bancos compram e vendem moedas estrangeiras ou câmbio estrangeiro”. Ele é universal e suas transações acontecem a todo instante, em todos os países do mundo, formando um único mercado de câmbio internacional.

a taxa deve variar entre um valor máximo e um mínimo, sempre estipulados pelo governo. O sistema cambial fixo, como o próprio nome diz, possui taxas fixas e independe de qualquer interferência.

Juntamente com o nível de flexibilidade do câmbio, a taxa pode ser única, ou múltipla. O sistema cambial regido por taxa única e flexível é atualmente utilizado pelo Brasil. Em relação às taxas múltiplas, elas também já foram praticadas no país, mas hoje se encontram em desuso.

Segundo Mollo e Silva (1999), cada sistema cambial é interpretado e defendido por uma visão teórica distinta, seja na linha mais **ortodoxa**, que atende ao emprego de um sistema de câmbio fixo, seja nos pensamentos menos ortodoxos, que defendem o sistema de câmbio flexível, ou nos chamados heterodoxos, que levam a ideia de um sistema de câmbio administrado por bandas cambiais como o melhor sistema a ser adotado.

A linha teórica seguida por economistas mais ortodoxos, que defende a utilização do sistema de câmbio fixo, mostra que:

Os defensores desta prescrição argumentam que a taxa cambial deve ser fixa, uma vez que uma depreciação cambial só muito transitariamente pode melhorar o balanço de pagamentos (BP), porque depreciações cambiais, ao gerar superávits, levam a aumentos do estoque monetário, que elevam a demanda agregada e em consequência os preços, desfazendo o ganho inicial de competitividade (MCKINNON, 1988 apud MOLLO; SILVA, 1999, p. 191-192).

A defesa para o câmbio fixo utiliza a Paridade do Poder de Compra (PPC) para formular a ideia central de que, segundo Mollo e Silva (1999, p. 192), “trata-se da visualização do mundo como um espaço homogêneo de comércio”.

A hipótese que sustenta a este tipo de prescrição é a de que movimentos de comércio de um lado, e de capitais, de outro, tendem a se compensar, equilibrando as contas externas, sem necessidades de mudanças nos preços relativos. Assim, a taxa de câmbio nominal, fixada no nível da paridade do poder de compra (PPC), não precisa se alterar (MOLLO; SILVA, 1999, p. 192).

O sistema cambial flexível é defendido por economistas com uma visão teórica menos orto-

doxa, os quais contrapõem as suposições que validam o sistema de câmbio fixo. Eles admitem divergências quanto às taxas de câmbio no curto prazo em relação à PPC.

No longo prazo, a moeda se comporta com neutralidade, mas no curto prazo isso não se verifica, admitindo assim o uso de taxas cambiais flexíveis. Conforme Mollo e Silva (1999, p. 197),

esta corrente acredita que o governo deve se ater a estabilização macroeconômica, realizando uma política monetária ativa, deixando os mercados individuais a eles mesmos, com as políticas microeconômicas sendo formuladas a partir de padrões de eficiência.

Por fim, a corrente teórica que defende a utilização de câmbio administrado entre bandas cambiais é heterodoxa. O uso desse sistema é definido como a flutuação do câmbio entre taxas estipuladas (mínimas e máximas). Mollo e Silva (1999, p. 200) descrevem que a intervenção das autoridades monetárias é necessária quando as taxas se aproximam das bandas. Quando não, presume-se que há equilíbrio interno e externo da economia.

No Brasil, mais especificamente após a implantação do Plano Real em 1994, foram vistas duas formas características de sistemas cambiais. Primeiramente, com a implantação da nova moeda – o real –, tem-se o sistema de câmbio administrado por bandas cambiais. As sucessivas valorizações cambiais e os resultados da abertura comercial tornaram a moeda mais valorizada, aumentando as importações e prejudicando os saldos comerciais. Essa situação, atrelada a outros movimentos não muito favoráveis, a exemplo das perdas de reservas, levou, em 1999, à implantação da liberalização cambial, ou seja, ao uso de taxas flutuantes para o câmbio no país.

O processo inflacionário marcou os acontecimentos da política econômica brasileira a partir do final da década de 1970. Inúmeros planos, tanto ortodoxos quanto heterodoxos, foram aplicados com o objetivo central de conter a inflação do período. Os resultados obtidos por essas políticas, nos primeiros instantes, eram satisfatórios, re-

duzindo inicialmente a inflação, mas, em momentos posteriores, a inflação voltava a atormentar.

Entre os principais planos ortodoxos implementados nas últimas décadas encontram-se os seguintes: o Plano Delfim III e o Plano Collor, apesar da política de rendas (congelamento de preços) incluída na formulação dos mesmos. Já no que se refere aos planos heterodoxos, podem ser destacados os seguintes: o Plano Cruzado I, o Plano Cruzado II, o Plano Bresser e o Plano Verão. Tais planos, no entanto, não obtiveram o intento de debelar a inflação. A inflação anual média brasileira no período de 1980 a 1993, segundo o Índice de Preços ao Consumidor Amplo do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IPCA-IBGE), foi algo em torno de 715% (SOARES, 2006, p. 4).

A tentativa de controlar a inflação tornou-se a preocupação central dos planos econômicos brasileiros após a década de 1970. Depois de tantos planos instaurados no país, a crise inflacionária só foi controlada após a implantação do Plano Real, em 1994.

Inicialmente, a paridade entre o real e o dólar foi anunciada como equivalente a R\$ 1 = US\$ 1. Conforme Mollo e Silva (1999, p. 207), o limite oficialmente estabelecido foi apenas o superior, e num período de, aproximadamente, quatro meses após a implantação do novo plano, verificou-se uma valorização cambial na ordem de R\$ 0,85/US\$. As bandas cambiais foram sendo modificadas; com o tempo, passou a prevalecer um sistema de bandas móveis, semelhante ao período de minidesvalorizações cambiais.

A adoção de uma âncora cambial corresponde ao anúncio, feito pelo governo, de uma menor e constante taxa de desvalorização da taxa de câmbio nominal. Portanto, a partir do anúncio é esperado que as expectativas do público quanto à inflação futura sejam reduzidas por ser a taxa de câmbio um referencial para os reajustes dos demais preços da economia (CALVO; VÉGH, 1993 apud SOARES, 2006, p. 8).

Mollo e Silva (1999, p. 207) contemplam que, além da nova moeda em circulação no país, uma política monetária distinta da que vinha sendo aplicada começou a ser empregada. A nova política monetária pretendia manter o crescimento da moeda alinhada à disponibilidade de reservas internacionais.

O processo inflacionário marcou os acontecimentos da política econômica brasileira a partir do final da década de 1970. Inúmeros planos foram aplicados com o objetivo central de conter a inflação do período. Os resultados obtidos nos primeiros instantes, eram satisfatórios mas, em momentos posteriores, a inflação voltava a atormentar.

As sobrevalorizações da moeda, nos primeiros anos de implantação do Plano Real, culminaram na elevação da taxa de juros para que a saída de capitais estrangeiros fosse minimizada. Mas o aumento das taxas de juros, segundo Mollo e Silva (1999, p. 208), também traduziram baixos níveis de investimento e deixaram mais caras as dívidas internas e externas do país.

Uma vez sobrevalorizado o câmbio, a taxa de juros alta garantiu rentabilidade à entrada de capitais estrangeiros. Caso contrário, a mera perspectiva de desvalorização da moeda interna desestimularia sua entrada. Observe-se, porém, que o aumento da taxa de juros, ou o diferencial de juros para atrair o capital externo, torna-se uma exigência permanente porque, de um lado, a entrada de capitais externos aumenta a base monetária que, uma vez esterilizada (para evitar efeitos vistos como inflacionários), propicia a manutenção ou o aumento da própria sobrevalorização da moeda doméstica. De outro, a sobrevalorização, ao levar as expectativas de desvalorização futura, ameaça o país com a fuga de capitais, o que conduz ao aumento da taxa de juros para evitá-la, e à consequente entrada intermitentes de capitais externos (MOLLO; SILVA, 1999, p. 209).

Assim, a valorização cambial caracteriza-se como uma variável que encarece as exportações e beneficia as importações, estimulando os *déficits* comerciais.

Soares (2006, p. 35) destaca que os efeitos da âncora cambial não foram desprezíveis, mas o uso dela incorreu em custos elevados para a manutenção da taxa de câmbio sobrevalorizada. A manutenção de uma política monetária restritiva como forma de preservar a taxa de câmbio prejudicou o crescimento econômico. Além disso, a manutenção das taxas de juros em patamares elevados resultou em um agravamento das contas externas do país.

Pode-se observar que o resultado da balança comercial, com a abertura comercial e a valorização do câmbio, tornou mais díspar o ritmo de crescimento das exportações e importações. Comparando-se o período que vai do lançamento do real, em 1994, até a sua flutuação, em 1999, as exportações de bens e de serviços apresentaram um crescimento de 32,3%, enquanto as importações aumentaram 105,1% (OLIVEIRA; TUROLLA, 2003, p. 8).

O processo para a liberalização cambial foi um acontecimento anterior ao regime de metas de inflação, também instaurado no ano de 1999. O câmbio foi liberado para evitar novas perdas de reservas internacionais, que já estavam muito comprometidas. Deixaram-se as bandas cambiais de lado para a adoção do câmbio flutuante.

A sobrevalorização cambial e a perda de competitividade consequente depuseram, durante muito tempo, contra a âncora cambial brasileira, dando razão aos que mencionavam os ataques especulativos aos quais este regime está sujeito quando a credibilidade de sua sustentação fica abalada (MOLLO; SILVA, 1999, p. 213).

No início da liberalização cambial, os capitais continuaram fugindo, isso levou o governo a manter uma elevada taxa de juros, que variava entre bandas largas (MOLLO; SILVA, 1999, p. 212).

Segundo Oliveira e Turolla (2003, p. 9), a mudança de regime cambial, que ocorreu no começo do segundo mandato do governo de Fernando Henrique Cardoso, deu lugar a um regime de flutuação suja. O regime flexível possibilitou o ajuste da

O resultado da balança comercial, com a abertura comercial e a valorização do câmbio, tornou mais díspar o ritmo de crescimento das exportações e importações.

conta-corrente, não só em função do câmbio real mais depreciado, mas também pela reversão do crescimento de remessas de rendas ao exterior.

1.2 O Regime de Metas de Inflação

Para Leiderman e Svensson (1995 apud GIAMBIAGI; CARVALHO, 2001, p. 5-6), o regime de metas inflacionárias é caracterizado como um sistema que contempla, entre outras atribuições, duas funções fundamentais. Primeiramente, o sistema serve como elemento de coordenação de expectativas para os agentes econômicos em geral e, particularmente, para o mercado financeiro. Além disso, ele opera como um guia de plena transparência para a condução da política monetária, em que os resultados, a partir desse momento, passam a ser “bons” ou “ruins” em função da aderência ou não da inflação às metas previamente fixadas, e não em função do cumprimento de metas monetárias.

A adoção de um regime de metas de inflação tem como característica o reconhecimento explícito de que o objetivo da política monetária é a manutenção de uma taxa de inflação baixa e estável. Em outras palavras, está implícito o compromisso institucional da busca de estabilidade como objetivo permanente da política monetária. Em versões mais flexíveis do regime de metas, o objetivo de estabilidade de preços pode ser acompanhado do objetivo de manter a estabilização do produto corrente em níveis próximos da taxa potencial de crescimento, mas somente naquelas condições em que a estabilidade de preços não seja violada (CARVALHO et al., 2007, p. 140).

Diversos países, na década de 1990, seguiram na adoção de políticas de combate à inflação com base no regime de metas inflacionárias. Ele permite que a política monetária se dedique à busca prioritária de certo nível de inflação e, ainda, possibilita uma avaliação clara do desempenho da política monetária, por meio da comparação entre meta e inflação observada (GIAMBIAGI; CARVALHO, 2001, p. 7).

Sobre os possíveis direcionamentos da política monetária, segundo Delfim Netto (1999 apud GOMES; HOLLAND, 2003, p. 339), a regra deve responder às mudanças no produto ou na inflação, deve ter como principal instrumento a taxa de juros, e não a oferta de moeda, e deixar flexível a taxa de câmbio, pois, com câmbio flutuante e liberdade de movimento de capitais, a volatilidade se transfere da taxa de juros para a taxa de câmbio, tendo consequências sobre as taxas de inflação. Desse modo, o Banco Central deve evitar intervir no mercado cambial, a não ser para reduzir flutuações bruscas produzidas pelo descompasso eventual entre os fluxos de oferta e procura de divisas.

No Brasil, a implementação do regime de metas inflacionárias foi oficializada em 2 de junho de 1999, meses após a introdução do câmbio flutuante no país devido às fortes pressões especulativas sobre o real. As metas são propostas pelo Ministério da Fazenda, mas estipuladas e anunciadas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) (CARVALHO et al., 2007, p. 141).

As metas de inflação possuem tolerância, o que significa dizer que se optou por estabelecer um valor absoluto e, a partir deste, a variação pode ocorrer entre as bandas estipuladas. Isso tudo para permitir maior grau de flexibilidade à política monetária (CARVALHO et al., 2007, p. 141-142).

Na divulgação do novo regime de controle da inflação, o Banco Central do Brasil, além de anunciar as metas de inflação para os anos de 1999, 2000 e 2001, também discorreu sobre outros pontos, entre eles:

a) a meta de inflação seria uma meta do Governo e não do Banco Central, implicando um grau importante de comprometimento oficial com o objetivo numérico

definido; b) até 2001, haveria um intervalo de tolerância para as variações da taxa de inflação, na forma de dois pontos percentuais para cima e para baixo em relação ao centro da banda, implicando que a meta de 8,0% de 1999 estaria sujeita a um piso de 6,0% e a um teto de 10,0%, valendo a mesma lógica para os dois anos seguintes; c) o índice de preços escolhido como “termômetro” de inflação seria o IPCA, calculado pelo IBGE; d) a meta seria definida em relação ao índice de preços “cheio”, sem qualquer tipo de expurgo para definir um índice “núcleo” (*core inflation*); e) as metas anunciadas não estariam sujeitas a revisões ou ajustes posteriores; f) todos os meses de junho de cada ano t, mantidas as metas para os anos t e (t+1), o Governo divulgaria a meta de inflação para o ano (t+2); e g) o Banco Central começaria a divulgar, como de fato fez, poucos meses depois, os chamados “Relatórios de inflação”, de periodicidade trimestral, com informações macroeconômicas; a justificativa para as medidas adotadas visando ao cumprimento da meta; e as projeções nas quais a instituição se baseou para a sua tomada de decisões (GIAMBIAGI; CARVALHO, 2001, p. 8-9).

Os resultados obtidos, comparando-se a inflação efetiva e as metas de inflação, variaram dentro da tolerância estipulada, nos primeiros dois anos de aplicação das metas. Nos anos de 1999 e 2000, os intervalos das metas inflacionárias, estipuladas pelo CMN, eram, respectivamente, de 6% a 10% e de 4% a 8%, mas os registros efetivos das taxas de inflação foram de 8,94% e 5,97%. Nos anos que se seguiram, 2001 e 2002, as metas não foram atingidas, devido a choques domésticos e externos, entre eles: a crise energética no Brasil, os ataques terroristas em 11 de setembro de 2001, a crise na Argentina e, ainda, o problema de confiança em relação às eleições presidenciais no Brasil no ano de 2002, provocando efeitos significativos nos níveis de inflação efetiva (ARESTIS; PAULA; FERRARI FILHO, 2009, p. 11-12).

Já nos anos de 2003, 2004 e 2005, as implicações que ocorreram nas taxas efetivas de inflação são caracterizadas em grande parte pela inércia da elevada inflação de 2002, apesar da manutenção da política econômica conservadora; pela alta nos preços administrados (principalmente gasolina, planos de saúde, tarifas de telefone fixo e de eletricidade); e, por fim, pela expansão da oferta de produtos agrícolas e principalmente pela valorização cambial (ARESTIS; PAULA; FERRARI FILHO, 2009, p. 12).

Paralelamente ao andamento da política monetária, a política fiscal, a partir do segundo

mandato de Fernando Henrique Cardoso, começou a sofrer transformações, mas, com o tempo, não houve mudanças, mantendo-se relativamente inalterada. Essa aparente estabilidade ocorreu, primeiramente, pela introdução do Plano de Estabilidade Fiscal, em outubro de 1998, que passou a estipular um patamar de superávit primário do setor público necessário para a estabilização da razão dívida/produto e, por fim, pela criação de metas de superávit primário para estabilizar a razão entre a Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) e o PIB (OLIVEIRA; TUROLLA, 2003, p. 199).

2 Método de Abordagem

Os dados secundários para a concretização do trabalho foram coletados a partir dos *sites* do Banco Central do Brasil, do Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior e do banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipeadata). Para avaliar empiricamente os dados obtidos, foi realizada a construção e a estimação de um modelo econométrico com séries temporais, estabelecido pela aplicação do método VAR.

Segundo Stock e Watson (2001 apud GOMES; HOLLAND, 2003, p. 346), o VAR é definido como uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de determinada variável em variáveis defasadas de si próprias e de outras variáveis componentes do modelo. Todas as variáveis são reconhecidas, nesse modelo, como endógenas. Assim, essa metodologia estabelece uma maneira de estimar relações dinâmicas entre variáveis endógenas sem a imposição, *a priori*, de fortes restrições.

Assim, define-se um VAR padrão por:

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + v_t$$

Em que:

Y_t é um vetor ($n \times 1$) de variáveis econômicas de interesse no instante t ;

A_0 é um vetor ($n \times 1$) de constantes;

A_i , com $i = 0, 1, \dots, p$, uma matriz ($n \times n$) de coeficientes; e

v_t é um vetor ($n \times 1$) de termos aleatórios com média zero e variância constante, sendo cada um serialmente não correlacionado, ou seja, $v_t \sim \text{i.i.d.}(0, \Omega)$, em que Ω é uma matriz ($n \times n$) de variância e covariância dos erros.

Cada modelo VAR está caracterizado adiante, e os vetores de variáveis econômicas utilizados na estimativa podem ser observados a seguir:

1. **EXT:** exportações totais (definido como a série 2946 – exportações – total (US\$ bilhões) – Bacen).
2. **EXBÁSICO:** exportações de produtos básicos (definido como a série 2947 – exportações – produtos básicos (US\$ bilhões) – Bacen).
3. **EXSEMI:** exportações de produtos semi-manufaturados (definido como a série 2974 – exportações – produtos semimanufaturados (US\$ bilhões) – Bacen).
4. **EXMANU:** exportações de produtos manufaturados (definido como a série 3001 – exportações – produtos manufaturados (US\$ bilhões) – Bacen).
5. **PIB:** Produto Interno Bruto mensal (definido como a série 4385 – PIB mensal (US\$ milhões) – Bacen).
6. **CÂMBIO:** taxa de câmbio real (definido como a série 11743 – índice da taxa de câmbio real (IPCA) – Jun./1994 = 100 – dólar americano – Bacen).
7. **SELIC:** taxa de juros Selic do Banco Central (definido como a série 4189 – taxa de juros Selic acumulada no mês, anualizada – Bacen).
8. **IPCA:** Índice Nacional de Preço ao Consumidor Amplo – variação mensal (%) – Ipeadata.
9. **IGP-DI:** Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna – variação mensal (%) – Ipeadata.

As séries coletadas possuem uma periodicidade mensal que se estende entre janeiro de 1995 e dezembro de 2008. A separação dos períodos analisados foi feita de acordo com a ruptura

dos regimes cambiais no Brasil, a partir de 1994, com a introdução do Plano Real. Assim, o primeiro período é compreendido entre janeiro de 1995 e dezembro de 1999. O ano de 1994 não foi inserido no período, para que as possíveis oscilações bruscas, ocorridas logo após a mudança, não interferissem nos resultados obtidos. Já o segundo período é estabelecido entre janeiro de 2000 e dezembro de 2008. A decisão de deixar o ano de 1999 como parte integrante do primeiro período foi para possibilitar maior número de observações.

Os dados referentes às exportações e ao PIB foram coletados em dólares americanos (US\$), por isso não precisaram ser deflacionados. Esses mesmos dados foram transformados em log para a obtenção dos resultados em valores percentuais. A partir dessa modificação, todas as séries foram submetidas ao teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para verificar a estacionariedade das variáveis.

Os resultados do teste ADF mostram que, no primeiro período, todas as variáveis são estacionárias em primeira diferença, exceto EXBÁSICO, EXT e IMDUR. As variáveis EXBÁSICO, EXSEMI e IGP-DI são estacionárias em nível 1% de significância, e EXT e IPCA são estacionárias em nível 5% de significância. No segundo período, somente as variáveis EXMANU e PIB não são estacionárias em primeira diferença; EXBÁSICO, EXSEMI, IGP-DI e IPCA são estacionárias em nível 1% de significância, e a variável SELIC, em 5% de significância.

Optou-se por trabalhar com a estimação do VAR em nível e, dessa forma, estabeleceu-se a aplicação de quatro modelos VAR para a análise, entre eles: **VAR 1:** SELIC, CÂMBIO, PIB, IGP-DI, EXT; **VAR 2:** SELIC, CÂMBIO, PIB, IGP-DI, EXBÁSICO; **VAR 3:** SELIC, CÂMBIO, PIB, IGP-DI, EXSEMI; **VAR 4:** SELIC, CÂMBIO, PIB, IGP-DI, EXMANU.

Gomes e Holland (2003, p. 346) afirmam que a interpretação direta das matrizes de coeficientes de um VAR estimado é custosa, então, é necessária a aplicação das seguintes estatísticas: Funções de Resposta a Impulso (FRI), decomposição da variância dos erros de previsão e teste de causalidade de Granger, que são definidas da seguinte maneira:

As FRI podem ser definidas como a derivada parcial de Y_{it+k} tratadas como função do horizonte k , com respeito a um choque específico no tempo 't', mantendo todos os outros choques constantes. Na sua forma conjunta, essas funções ligam o valor corrente do termo do erro aos futuros valores de Y_{it} ou, equivalentemente, ligam os valores passados e correntes do termo de erro aos valores correntes de Y_{it} . A Decomposição de Variância mede a importância do erro na j^{th} equação na explicação dos movimentos inesperados na i^{th} variável. Quando os erros do VAR são não correlacionados entre as equações, a variância do erro de previsão no período 'h' em diante pode ser escrita como a soma dos componentes vindos de cada um destes erros. O Teste de Causalidade de Granger examina se os valores defasados da variável, digamos Y_{it} , ajudam a prever outra variável, digamos Y_{it} , condicional ao uso dos valores defasados de todas as variáveis com exceção de Y_{it} . O teste de causalidade de Granger é o teste 'F' da hipótese que valores defasados da j^{th} variável podem ser excluídos da equação i^{th} na forma reduzida do VAR. A rejeição da hipótese indica que tais defasagens são úteis, na margem, na previsão de Y_{it} (STOCK; WATSON, 2001 apud GOMES; HOLLAND, 2003, p. 10).

3 Resultados e Discussões

A partir da definição de todos os modelos VAR, exige-se a aplicação do teste de cointegração de Johansen, de modo a verificar se realmente há cointegração entre as variáveis. Com base no teste, registrou-se que apenas a EXMANU do primeiro período não apresentou cointegração entre as variáveis e, quanto ao restante, todos possuem, pelo menos, um vetor cointegrante.

O critério utilizado para estabelecer o número de defasagens foi o de Schwarz (SC); ele é necessário para estimar da melhor maneira o número de defasagens do modelo.

O teste de FRI demonstra o impacto causado pelo choque da taxa de câmbio e da taxa de juros nas demais variáveis estabelecidas, ou seja, o aumento de 1 desvio padrão nas variáveis câmbio e juros provocará uma resposta por parte das outras variáveis dos modelos VAR. Verifica-se, então, no primeiro período, que a taxa de câmbio possui uma média de 80,17 com um desvio padrão de 17,78, o que significa que o choque dado nas variáveis é de 17,78, com relação à taxa de juros, a média foi de 32,69%, com um desvio padrão de 14,07%. Já no segundo momento, a taxa de câmbio possui uma média de 119,6 e um

desvio padrão de 29,33, e a taxa de juros, uma média de 16,94% com um desvio padrão de 3,69%.

Os testes de decomposição da variância e de causalidade de Granger vão explicar, respectivamente, a responsabilidade de cada variável em relação à variável analisada e se as variáveis que supostamente influenciam as exportações são causadas por elas. Da mesma forma, as análises referentes às importações também serão aplicadas, para contemplar de forma mais precisa a ação dessas variáveis na balança comercial como um todo.

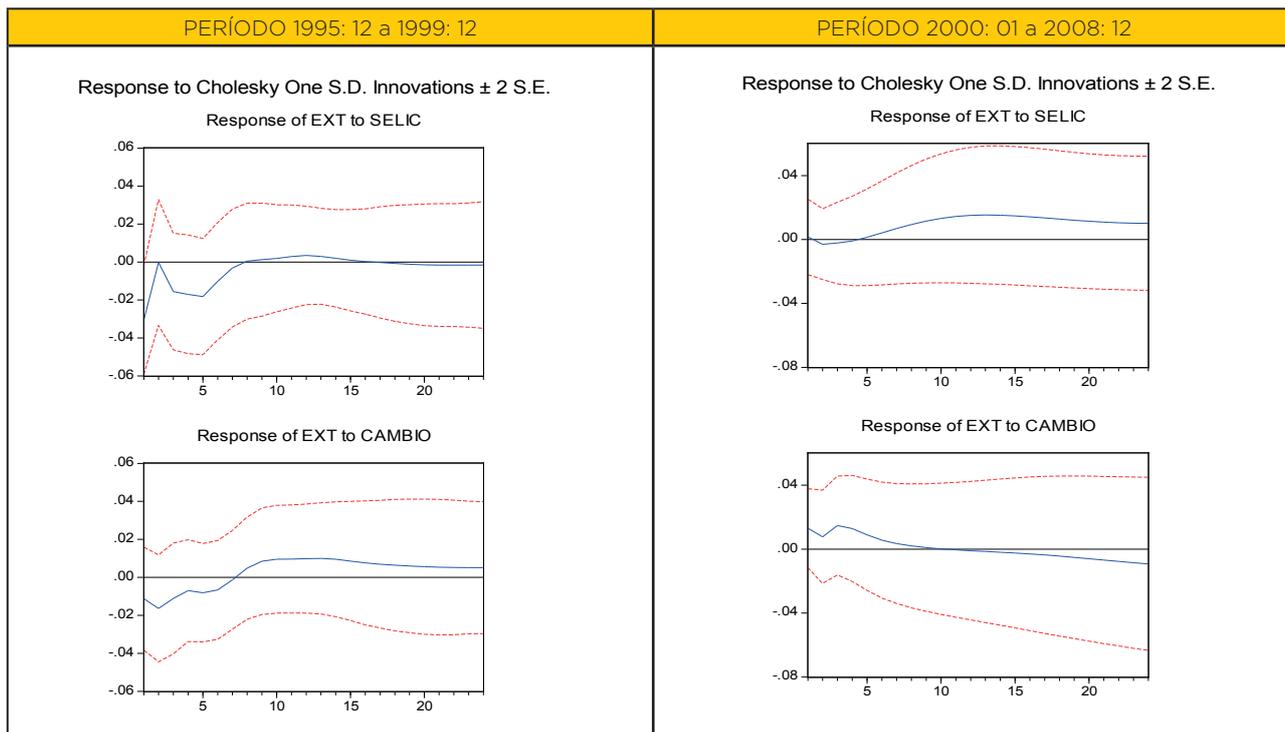
3.1 VAR 1

Pode-se observar, por meio dos gráficos obtidos pela FRI do modelo VAR 1, que o primeiro período não apresentou respostas esperadas quanto ao choque aplicado na taxa de juros e na taxa de câmbio.

No período seguinte, verifica-se uma aproximação do esperado, mas as respostas também foram pouco acentuadas, como mostra a FIG. 1.

O reflexo observado nas exportações totais quando se aplica o choque na taxa de juros sobre a variável não se mostra muito claro no primeiro período. Devido à instabilidade das variáveis macroeconômicas nesse primeiro momento, é possível observar que o choque provoca uma queda e depois uma elevação pouco acentuada das exportações totais. Como o choque de um desvio padrão da variável é relativamente grande, nota-se que as exportações totais não obtiveram tanta resposta a esse impulso. No segundo período, um aumento na taxa de juros provoca leve queda das exportações totais nos primeiros meses. A partir do quinto mês, o impulso dado na variável resulta em aumentos da exportação total, e no décimo quarto mês atinge o seu pico, com um aumento de 1,52% das exportações.

FIGURA 1 - Resposta da EXT ao aumento de 1 desvio padrão na taxa Selic e na taxa de câmbio



FONTE: Os autores (2013)

Quanto ao impulso da taxa de câmbio sobre as exportações totais, também nota-se, no primeiro momento, instabilidade por parte da variável câmbio, pois uma depreciação do câmbio provoca uma diminuição das exportações totais, e somente depois do sétimo mês a variável dá sinais de aumentos. No período seguinte,

a alteração das exportações quanto ao impulso é a esperada para uma depreciação no câmbio, ou seja, com o choque observa-se que as exportações aumentaram, mas a partir do décimo primeiro mês, dão sinais de queda, chegando ao final do último mês com declínio de -0,93%.

A decomposição da variância mostra que a participação do PIB na composição das exportações totais tem maior relevância do que a taxa de juros e a taxa de câmbio nos dois períodos analisados. Para o primeiro, ao final dos 24 períodos da análise, o PIB é responsável por explicar 23,99% dos resultados das exportações totais, a taxa de juros fica com 10,72% e a taxa de câmbio com 8,96%. Quanto ao segundo momento da análise, o PIB possui uma significância ainda maior, com aproximadamente 45,37%, a taxa de juros fica com 3,31% e a taxa de câmbio com apenas 1,29% da composição.

Por fim, o teste de causalidade de Granger não rejeitou nenhuma hipótese com um nível de significância a 5%, ou seja, para esse nível, as supostas variáveis não causam as exportações nos dois períodos.

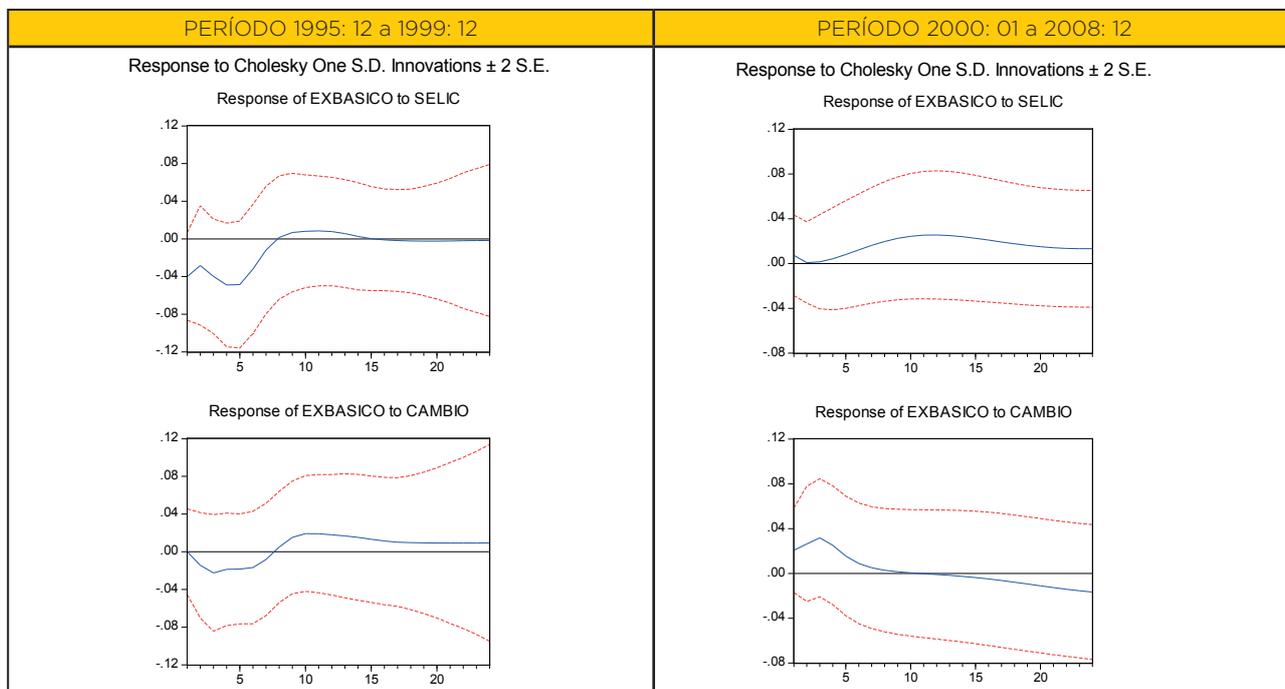
3.2 VAR 2

Quando se observam as exportações dos produtos básicos, restringe-se mais a análise e se verificam alterações distintas daquelas feitas com relação às exportações totais. Com base nisso, a FIG. 2 mostra o choque nas exportações de bens básicos.

O teste FRI mostrou, no período entre 1995-1999, um comportamento semelhante das exportações de produtos básicos comparadas às exportações totais no que se refere ao impulso dado na Selic. Há um movimento de queda nos primeiros meses, com um pico de -4,89% no sétimo mês, e depois as alterações na taxa de juros tornam-se irrelevantes. No período posterior, o choque da taxa de juros provoca aumentos nas exportações dos produtos classificados como básicos, obtendo um crescimento de 2,56% no décimo segundo mês.

O impulso dado na taxa de câmbio mostra uma relação distinta entre os períodos analisados, resultando, no início de cada período, em queda de exportações e elevação das exportações, respectivamente.

FIGURA 2 - Resposta da EXBÁSICO ao aumento de 1 desvio padrão na taxa Selic e na taxa de câmbio



FONTE: Os autores (2013)

Quanto à decomposição da variância, confirma-se novamente a importância do PIB na variável de exportação. No primeiro período, PIB, SELIC e CÂMBIO correspondem a 9,4%, 13,23% e 5,96% da composição da variável. Posteriormente, a importância do PIB cresce e chega, ao final dos 24 meses, a 46,19%.

Com relação ao teste de Granger, pode-se observar um nível de 5% de significância, para o segundo período, a variável PIB causa EXBÁSICO.

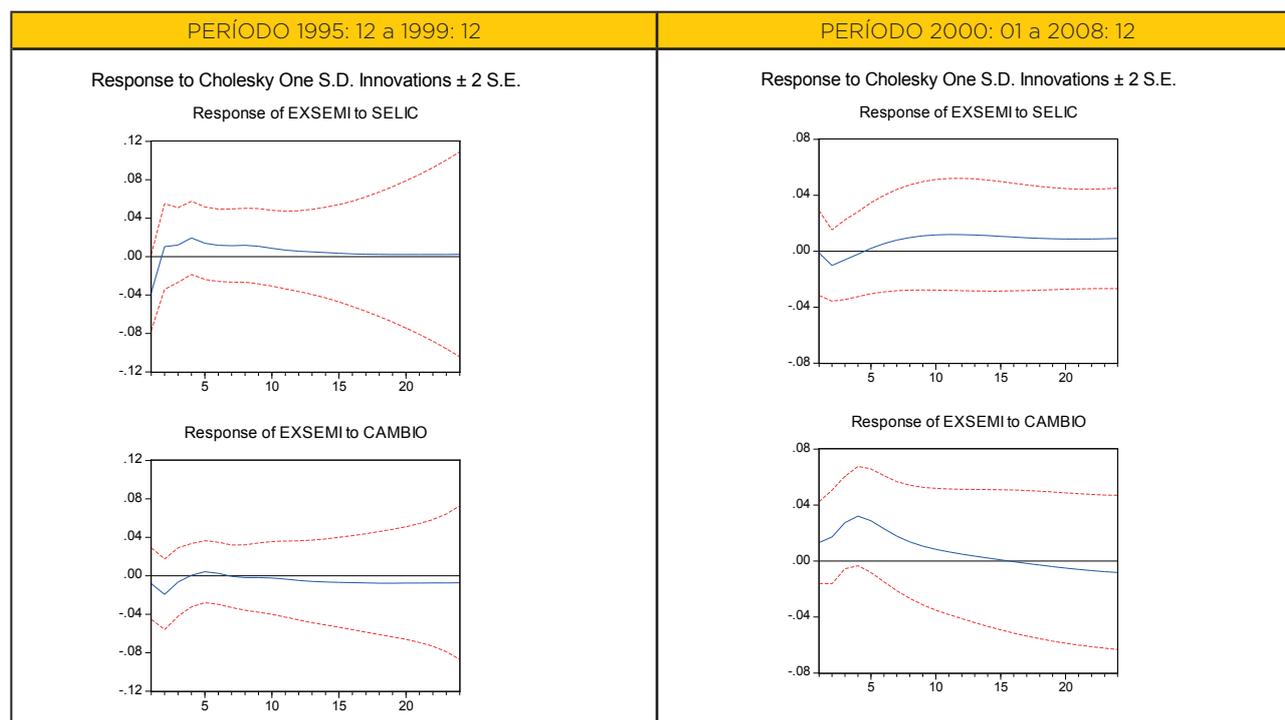
3.3 VAR 3

No terceiro modelo VAR analisado, referente às exportações de produtos semimanufatu-

rados, não são encontradas semelhanças entre os resultados dos impulsos da taxa de juros nos dois períodos, e nota-se um aumento mais acentuado das exportações no segundo momento.

Pelas ilustrações da FIG. 3, observa-se que o impulso do câmbio no primeiro período não alterou acentuadamente a variável analisada, mas o comportamento do segundo período torna-se semelhante aos demais analisados anteriormente, ou seja, com o choque, nos primeiros meses, há uma elevação relativamente alta nas exportações, chegando a um pico de 3,21% de aumento no quarto mês, mas, com o passar do tempo, a tendência é diminuir. Ao final dos períodos da análise, nota-se uma queda de -0,82% das exportações.

FIGURA 3 - Resposta da EXSEMI ao aumento de 1 desvio padrão na taxa Selic e na taxa de câmbio



FONTE: Os autores (2013)

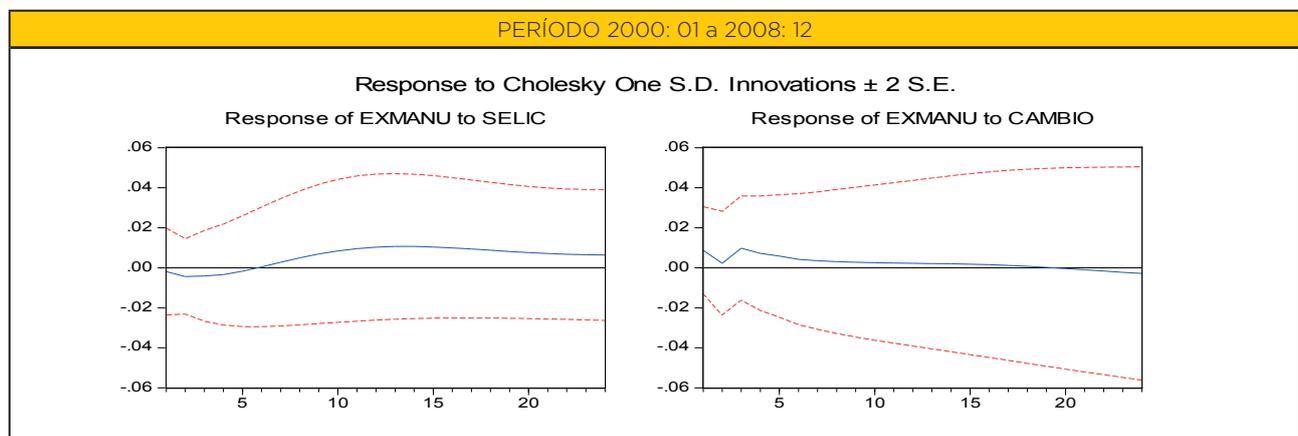
A decomposição da variância para esse modelo reafirma a importância do PIB sobre a variável em questão. No primeiro período, enquanto SELIC e CÂMBIO eram responsáveis, ao final dos 24 meses, respectivamente por 11,01% e 4,31%, o PIB foi responsável por 15,82%, e a própria variável registrou 64,38% da sua composição. No segundo período, o PIB torna-se a variável mais importante da composição, atingindo 46,62%. Quanto à causalidade de Granger, como verificado no modelo anterior, há um nível de significância de 5%, e a variável PIB causa a EXSEMI no segundo período.

3.4 VAR 4

Como citado anteriormente, não houve cointegração do modelo VAR 4 no período entre 1995-1999, por isso os demais testes não foram aplicados. No segundo, houve cointegração, e a ilustração do teste FRI pode ser visualizada na FIG. 4.

O comportamento das exportações de produtos manufaturados, depois do choque na Selic, mostra uma inicial queda da variável, tendo um pico de -0,44% no segundo mês, depois disso, dá sinais de melhoras, aumentando gradativamente até atingir um pico de 1,06% de aumento das exportações. O impulso na taxa de câmbio provocou um aumento inicial das exportações e, aos poucos, foi diminuindo seu efeito sobre a variável, alcançando no décimo nono mês um aumento de apenas 0,01%.

FIGURA 4 - Resposta da EXMANU ao aumento de 1 desvio padrão na taxa Selic e na taxa de câmbio



FONTE: Os autores (2013)

Com a decomposição da variância, percebe-se que, além da variável analisada, o PIB novamente possui uma importância maior que a SELIC e o CÂMBIO, atingindo 38,58% na composição da variável. Quanto à causalidade de Granger, para esse modelo VAR, é a EXMANU que causa SELIC, CÂMBIO e PIB com um nível de significância de 10%.

Considerações Finais

A estimação dos modelos VAR e a aplicação das funções de resposta a impulso, da decomposição da variância e da causalidade de Granger indicam que as exportações brasileiras sofrem influência da taxa de câmbio e da taxa de juros, mas essas variáveis não são tão determinantes quanto o esperado. Observa-se nos dois momentos o PIB como sendo a principal variável de determinação das exportações.

No primeiro período da análise, registra-se um impulso de 17,78% da taxa de câmbio e 14,07% da taxa de juros. Com esse choque, as alterações observadas foram relativamente pequenas, ou seja, devido à instabilidade das variáveis macroeconômicas, os resultados obtidos não foram os esperados. No segundo período, há um impulso de 29,33% na taxa de câmbio e de 3,69% na taxa de juros, em que os resultados são mais ajustados que os primeiros.

Quanto à decomposição da variância, as exportações brasileiras, além de serem formadas por elas mesmas, pelo câmbio e pela Selic, possuem grande influência do PIB na sua determinação. Destaca-se que as exportações são pouco influenciadas no que tange às variáveis taxa de câmbio e

taxa de juros, mas ainda o PIB é o grande determinante exógeno de todas as variáveis analisadas.

Por fim, o teste de causalidade de Granger estabeleceu, no primeiro período da análise, que apenas as exportações não são causadas pelo PIB, com um nível de significância de 10%, evidenciando novamente a instabilidade das variáveis. Já no segundo período, as exportações são causadas pelo PIB, a um nível de significância de até 5% para todas as hipóteses.

Portanto, a análise efetuada neste trabalho demonstrou que as exportações brasileiras são influenciadas pela taxa de juros e pela taxa de câmbio. Contudo, as variações do PIB é que explicam melhor o comportamento da variação nas exportações. Ainda, o período mais recente apresenta os melhores resultados na análise empírica, principalmente pela estabilidade mais consistente e duradoura, que provoca menor oscilação nos dados. Percebe-se que as exportações não estão no foco da política econômica do governo e seguem uma trajetória aleatória, ditada pelas ondas de crescimento por que passa a economia brasileira recentemente.

- Recebido em: 02/05/2012
- Aprovado em: 30/04/2013

Referências

ARESTIS, Philip; PAULA, Luiz Fernando de; FERRARI FILHO, Fernando. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 18, n. 1, p. 1-30, abr. 2009. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/ecos/v18n1/01.pdf>>. Acesso em: 5 jun. 2009.

CARVALHO, Fernando J. C. et al. **Economia monetária e financeira**: teoria e política. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007.

GIAMBIAGI, Fabio; CARVALHO, José Carlos. **As metas de inflação**: sugestões para um regime permanente. 2001. Disponível em: <http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/Td/Td-86.pdf>. Acesso em: 06 jun. 2013.

GOMES, Cleomar; HOLLAND, Marcio. Regra de Taylor e política monetária em condições de endividamento público no Brasil. **Economia**, Niterói (RJ), v. 4, n. 2, p. 333-361, jul./dez. 2003.

MOLLO, Maria de Lourdes R.; SILVA, Maria L. F. Liberalização do câmbio no Brasil: revisitando a discussão dos pressupostos teóricos embutidos nas prescrições cambiais alternativas. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 29, n. 2, p. 189-227, abr./jun.1999.

OLIVEIRA, Gesner; TUROLLA, Frederico. Política econômica do segundo governo FHC: mudança em condições adversas. **Tempo Social**, São Paulo, v. 15, n. 2, p. 195-217, nov. 2003. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/ts/v15n2/a08v15n2.pdf>>. Acesso em: 20 maio 2009.

SALVATORE, Dominick. **Economia internacional**. 6. ed. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos, 2000.

SOARES, Fernando Antônio Ribeiro. **Administração da taxa de câmbio no Plano Real e os fundamentos econômicos brasileiros**. 2006. 165 f. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) – Universidade de Brasília, Brasília, 2006.