

Impactos Regionais Assimétricos da Política Cambial no Brasil: uma Abordagem com o Método VAR

Regionals Asymmetric Impacts of Exchange Rate Policy in Brazil: an Approach with the VAR Method

Jacó Braatz*

Gustavo Inácio de Moraes**

Resumo: Neste artigo apresenta-se uma discussão sobre as políticas cambiais e seus potenciais efeitos assimétricos em termos regionais para o Brasil. O objetivo principal do estudo é analisar de que modo as economias estaduais são afetadas pelas variações no nível de câmbio. A estratégia metodológica se baseia na modelagem de vetores autorregressivos (VAR) para dados entre 2000 e 2011, disponíveis para os 13 principais estados brasileiros. Os resultados apontam para a confirmação de que há assimetrias nas respostas dos estados brasileiros frente a choques macroeconômicos comuns, já que são constatados impactos regionalmente diferenciados na amostra utilizada. Assim, demonstra-se que características como estrutura produtiva e inserção no comércio internacional das economias estaduais são de suma importância para se explicar os diferentes níveis de impactos, com diferenças bastante acentuadas na intensidade e temporariedade das respostas.

Palavras-chave: Política cambial. Impactos regionais. Vetores autorregressivos.

Abstract: In this article, we present a discussion of exchange rate policy and its potential asymmetric effects in regional terms for Brazil. The main focus is to examine how state economies are affected by exchange rate variations. The strategy is based on vector autoregression models (VAR) for data between 2000 and 2011, available for thirteen major states. The results indicate to confirm that there is asymmetry between brazilian states responses even to common macroeconomic shocks, since regionally differentiated impacts were found in the sample used. Thus, we show that characteristics such as production structure and trade integration in state economies are of relevant to explain the different levels of impacts, with very strong differences on the intensity and duration of the answers.

Keywords: Exchange rate policy. Regional impacts. Vector autoregression.

JEL Classification: C32; E17; R11.

* Doutorando em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS). Auditor Fiscal da Receita Estadual do Rio Grande do Sul. E-mail: jacobraatz@hotmail.com

** Doutor em Economia. Professor adjunto do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia (Face) da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS). E-mail: gustavo.moraes@pucls.br

1 Introdução

Desde Myrdal (1968) reconhece-se o crescimento econômico como um processo essencialmente divergente e concentrador, podendo levar a desequilíbrios regionais e assimetrias entre as regiões de um mesmo país. Essa assimetria de desenvolvimento entre as regiões pode trazer problemas socioeconômicos de difícil resolução para o Estado, como os relacionados ao federalismo fiscal, a guerras fiscais, ou, mesmo, à riqueza em um polo de desenvolvimento e pobreza no estado ou região vizinha. No Brasil, em especial pelas suas heterogeneidades produtivas, esses efeitos podem ser maiores em virtude da diversidade de situações de cada região.

Em geral, quando o governo age através da política econômica, age com modelos que consideram as regiões uniformes, preferindo paliativos para atenuar as distinções regionais já que um só modelo será aplicado para todo o país, como na política monetária (uma taxa de juros nacional) e na política cambial (um câmbio único para todo o país). Entretanto, cada região possui especificidades que podem levar a resultados nem sempre esperados ou apontados pela teoria econômica. Para Boisier (1989), as políticas macroeconômicas são consideradas neutras, sendo uniformes seus impactos regionais. Contudo, segundo o próprio autor, quanto maior a diferença entre as estruturas regionais e a estrutura nacional, maior será o impacto, negativo ou positivo, de uma política econômica sobre uma referida região.

Dado esse fato, cabe ao analista a determinação do grau de desigualdade entre a estrutura econômica de cada região analisada e a estrutura nacional para se chegar a um termo de impactos assimétricos sobre aquela região, pois, como observou Bonelli (2005), embora mudanças na política macroeconômica afetem todas as regiões, é de se esperar que o desempenho econômico dessas regiões difira por várias razões, em especial: a) diferenças nas estruturas produtivas locais; b) distintas formas de inserção e estratégias de penetração de mercados internacionais das empresas ali localizadas; c) características da demanda dos setores em que se inserem; d) comportamento macroeconômico e política comercial dos países destino das exportações; e) adoção de inovações; f) eficiência produtiva local, entre outras.

No presente artigo, procurar-se-á abordar a política cambial e seus potenciais efeitos assimétricos regionais, ou seja, dada uma modificação na variável macroeconômica, quais os efeitos que essa mudança trará para os diversos estados do país. A pergunta principal a ser respondida é: de que modo as economias estaduais são afetadas pelas variações no nível de câmbio? Em especial, algo que os trabalhos anteriores não apontam: qual o impacto regional de variações na taxa de câmbio, seja essa variação um choque cambial ou simplesmente fruto da própria

política governamental? Aprofundando o estudo, por quanto tempo as economias estaduais são afetadas? Qual a intensidade e a repercussão desses efeitos? Quais são as possíveis causas desses potenciais efeitos assimétricos?

O artigo divide-se em quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção se discute o referencial teórico, com a apresentação de análises que buscam explicar os efeitos assimétricos das políticas macroeconômicas sobre as estruturas produtivas locais e sobre as distintas regiões de um país, bem como a estratégia empírica do trabalho; na terceira seção são abordados a modelagem de estudo e os procedimentos tomados para se chegar aos resultados; na quarta seção são apresentados os resultados do trabalho, com as estimações do modelo, a análise das funções impulso-resposta (FIR) e os efeitos dinâmicos dos choques cambiais sobre as variáveis objeto de estudo; na quinta seção o estudo é finalizado com as considerações finais.

2 Efeitos Regionais da Política de Câmbio e Estratégia Empírica

2.1 Efeitos Regionais da Política de Câmbio

Há muitos trabalhos abordando os efeitos do câmbio sobre a economia de determinado setor, de uma indústria, ou, mesmo, sobre toda uma economia ou uniões econômicas, como a europeia. Far-se-á uma síntese de alguns artigos considerados importantes para o assunto abordado, entretanto nenhuma dessas obras aborda o assunto com o prisma estudado neste artigo, qual seja, os efeitos potencialmente assimétricos do câmbio sobre as regiões de um país.

Uma das inovações recentes em termos de política econômica são as uniões monetárias, como a do Euro. Muitos autores têm estudado os diversos prismas dessas uniões. Echengreen (1991) avalia se a Europa é uma área monetária ótima. Para isso, analisa a mobilidade do trabalho e a incidência de choques ocorridos na Europa comparando-os com medidas desse tipo no Canadá e nos Estados Unidos. Segundo a obra, constata-se que taxas de câmbio reais, uma medida padrão da extensão de distúrbios assimétricos e preços reais de títulos, uma medida de incentivo para realocar o capital produtivo pelas regiões, permanecem consideravelmente mais variáveis na Europa do que nos Estados Unidos. A mobilidade do trabalho e a velocidade de ajuste do mercado permanecem mais baixos na Europa do que nos Estados Unidos, indicando, assim, que a Europa ainda está longe de ser uma área monetária ótima.

Wyplosz (2002) estuda se a união monetária é realmente um objetivo desejável, pelo menos a nível regional, no longo prazo. Para o autor, está claro que as taxas de câmbio reais não permanecerão estáveis dentro de uma união monetária, pois choques assimétricos de curto prazo trazem variabilidade devido a diferentes

estágios e velocidades de desenvolvimento de seus países-membros. Tais choques exigem ajustes regionais de preços e salários, levantando duas questões principais: primeiro, mercados de bens e de trabalho precisam exibir a flexibilidade necessária para permitir que esses ajustes ocorram, sem grandes distúrbios macroeconômicos; segundo, a convergência real tem uma grande importância. Quanto maior a diferença na estrutura produtiva dos membros da união monetária, maior será a necessidade de alterações de preços. A escolha de um objetivo de inflação no nível da União, formal ou informal, deve permitir tal variabilidade sem forçar a deflação em alguns países. Para o autor, a Europa tem ignorado esse problema, concentrando-se na convergência nominal, o que poderá afetar seus membros de forma muito díspar.

Nessa mesma linha de pesquisa, Ramos, Ollero e Suriñach (2001) analisam as implicações macroeconômicas em nível regional da União Monetária Europeia. Para os autores, o principal custo de aderir a uma zona monetária é a perda de instrumentos de política monetária em um nível nacional (por exemplo, a taxa de câmbio) como mecanismos de estabilização contra distúrbios macroeconômicos que só afetam um país da área ou o afeta de diferentes maneiras. Como esse tipo de distúrbio, conhecidos como choques assimétricos, não pode ser tratado por uma política monetária comum, outros mecanismos de ajuste são necessários para alcançar a estabilização macroeconômica. No entanto, segundo os autores, as evidências têm mostrado que os países europeus têm uma capacidade de resposta mais baixa do que outras áreas monetárias, e, além disso, as regiões não são igualmente afetadas pelo problema de choques assimétricos.

Kouparitsas (2001) analisa se os Estados Unidos é uma área monetária ótima como proposto por Mundell. Para isso, estima uma autorregressão vetorial incluindo dados trimestrais para as oito regiões americanas. O modelo inclui as taxas de crescimento da renda pessoal real nas regiões, o preço relativo de petróleo e uma variável de política monetária (taxa de fundos federais). As respostas, para o período de estimação, que é de 1969 a 2002, sugerem que as regiões dos Estados Unidos são sujeitas a fontes comuns de inovação. A importância relativa de choques comuns difere um pouco entre as regiões. No entanto, a principal influência sobre a atividade regional parece ser um choque comum na renda que não é explicada por choques para o preço relativo da política de óleo ou monetária.

Para o Brasil, Haddad, Domingues e Perobelli (2001) analisam os efeitos regionais das políticas comerciais para os 27 estados da federação, levando em consideração o comércio internacional de cada estado do país. Para os autores, o comércio pode ser um importante estímulo ao rápido crescimento econômico, embora talvez não seja uma estratégia desejável para o desenvolvimento econômico e social. A contribuição depende da natureza do setor de exportação, a distribuição dos seus benefícios e as ligações do setor com o resto da economia.

No caso brasileiro, segundo o artigo, sua relevância é perceptível em apenas alguns estados da federação, como os do Centro-Sul. Outros estados estarão fadados à estrutura arcaica de comércio, baseada na exportação de produtos menos elaborados direcionada para mercados específicos. Mostra-se que as estratégias de integração examinadas podem aumentar a desigualdade regional no país, elevando a concentração industrial nas regiões mais desenvolvidas.

Kume e Piani (1998) analisam os efeitos regionais para os estados brasileiros da criação do Mercosul utilizando uma análise diferencial estrutural para o período de 1990 a 1995, com dados mensais. Apesar do curto período da pesquisa, esta se torna interessante para este trabalho, ao mostrar como as economias estaduais reagiram à criação da união aduaneira e ao processo de integração regional dos seus membros. Quanto às exportações, os autores constataram que os estados mais favorecidos foram Bahia, Rio de Janeiro, São Paulo e Rio Grande do Sul, mostrando a importância desse mercado externo para essas economias regionais. Em relação às importações, os mais afetados foram Pernambuco, Paraná, Rio de Janeiro, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, o que denota um elevado grau de competição da produção desses estados com as importações do bloco.

Em outro estudo que aborda impactos regionais diferenciados dentro de um mesmo país a choques comuns, Veríssimo e Silva (2011) avaliam a existência de sintomas de doença holandesa para as diversas regiões brasileiras através do método de cointegração e modelos de correção de erros para o período 2000-2010, com dados mensais. Para os autores, a apreciação cambial do período e o aumento nos preços internacionais de commodities têm suscitado essa discussão, pois a participação de bens intensivos em recursos naturais vem aumentando na pauta de exportações brasileira, enquanto há uma sensível redução do setor industrial no produto, o que pode gerar sérias consequências em termos de dinâmica tecnológica e ganhos de produtividade, com impactos acentuados sobre o crescimento econômico de longo prazo. Os resultados obtidos pelo trabalho apontam evidências de doença holandesa nas regiões brasileiras, porém não de forma homogênea, o que pode estar refletindo suas diferentes estruturas produtivas.

Sonaglio, Scalco e Campos (2010) avaliam as evidências da existência da Curva J^1 para 21 setores da pauta de exportações da indústria brasileira de manufaturados para o período 1994-2007, com dados mensais, utilizando a abordagem de cointegração multivariada de Johansen e os efeitos da taxa de câmbio sobre o saldo da balança comercial desses setores. Segundo os autores, a hipótese da

1 A curva J surge de uma constatação empírica de que uma desvalorização cambial causa inicialmente uma queda no saldo de transações correntes, seguida de um crescimento em tal saldo mais que proporcionalmente. A explicação teórica de tal efeito emana do fato de que no momento em que ocorre a mudança na taxa de câmbio os bens já estão sendo comercializados sob contratos já efetuados. Assim, embora uma depreciação tenda a deteriorar o saldo das transações correntes no curtíssimo prazo, no médio prazo tende a elevá-lo.

Curva J mostra que no curto prazo o saldo da balança comercial piora frente a um choque de desvalorização do câmbio, aumentando após certo período de tempo, conforme preconizado pela condição de Marshall-Lerner.² Essa rigidez no ajuste, tanto de preços quanto de quantidades, ocorre devido à existência de contratos de câmbio e do hiato necessário para o ajuste da capacidade produtiva, haja vista a defasagem do processo de tomada de decisão dos agentes dado a mudança da política cambial.

A estimação de equações do *quantum* exportado por setores da economia, com investigação dos impactos do nível de câmbio sobre esses setores, foi pauta do trabalho de Pourchet (2003). O autor busca obter as elasticidades de longo prazo para os 18 maiores setores exportadores do Brasil, os quais totalizaram, em conjunto, 80% da pauta de exportações, utilizando-se do modelo de defasagens autorregressivas, com dados mensais de 1991 a 2002. Dos 18 setores estudados, apenas em seis alguma medida de câmbio foi significativa. A elasticidade foi alta (acima da unidade) apenas em três setores: agropecuária, equipamentos eletrônicos e veículos automotores, o que poderia estar mostrando que a alta sensibilidade das exportações ao câmbio é de certa forma isolada em apenas alguns setores específicos da economia.

Ainda em outro artigo com objetivos semelhantes, Marçal e Holland (2010) têm por objetivo avaliar em que medida a taxa de câmbio real é importante para a evolução do *quantum* exportado brasileiro, com dados mensais no período de 1977 a 2009. Para tanto, é testada a existência de alguma relação entre variações na taxa de câmbio real e variações no *quantum* exportado, pelo método de Granger, e correlação simultânea dos choques que afetam as séries. Para o total das exportações, os autores não encontram evidências de que haja relação entre a taxa de câmbio real e o *quantum* exportado. Por classe de produtos, em que foi pesquisada a relação entre o nível de câmbio e os produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados, houve alguma evidência de relação associada apenas a bens manufaturados e semimanufaturados.

Concluindo, os autores sugerem que a taxa de câmbio, embora não tenha efeitos significativos em termos agregados, pode gerar importantes efeitos sobre a composição das exportações, na direção da intensificação de produtos básicos no caso de apreciações na taxa de câmbio, dada a baixa sensibilidade destes às variações cambiais.

2 A condição de Marshall-Lerner prediz que uma depreciação cambial leva a um superávit da balança comercial, caso a soma das elasticidades de preços relativos da demanda de exportações e importações exceda a unidade.

2.2 Estratégia Empírica

No início dos anos 1980 novas técnicas estatísticas surgiram com o intuito de analisar um tipo especial de série de dados, as séries temporais. Esses novos modelos foram chamados por Sims (1980) de Vetores Autorregressivos (VAR). A característica marcante desse tipo de modelagem é considerar todas as variáveis como endógenas e em função de seus valores defasados.

Essa modelagem emergiu como resposta às críticas ao grande número de restrições impostas às estimações pelos modelos estruturais utilizados até então, classificando *a priori* as variáveis em endógenas e exógenas e impondo restrições nos parâmetros. A ideia era desenvolver modelos dinâmicos com o mínimo de restrições nos quais todas as variáveis fossem tratadas como endógenas (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2004). Para Lutkepohl e Kratzig (2004), os processos VAR são classes de modelos adequados para descrever um processo de geração de dados de uma série pequena ou média. Nesses modelos, todas as variáveis são frequentemente tratadas como endógenas, *a priori*, e as restrições são impostas com base em técnicas estatísticas em vez de crenças anteriores com base no incerto.

Para Enders (1995), a modelagem VAR pode ser definida como um vetor Z_t com n variáveis endógenas potenciais, sendo o processo gerador para modelar Z_t como um vetor autorregressivo sem restrições envolvendo k defasagens de Z_t :

$$Z_t = A_1 \cdot Z_{t-1} + \dots + A_k \cdot Z_{t-k} + \phi D_t + u_t \quad (1)$$

Sendo que $U \sim IN(0, \infty)$, Z_t é um vetor ($n \times 1$), cada elemento A_i é uma matriz de parâmetros de ordem ($n \times n$) e D_t representa termos determinísticos, tais como constantes, tendência linear, *dummies*, ou qualquer outro tipo de regressor fixo e não estocástico.

Assim, os modelos VAR examinam relações lineares entre cada variável e os valores defasados dela própria e de todas as demais variáveis. Eles tomam em consideração a existência de relações de interdependência entre as variáveis e permitem avaliar o impacto dinâmico das perturbações aleatórias sobre o sistema de variáveis, o que os tornam particularmente úteis e eficientes na previsão do comportamento futuro de séries temporais inter-relacionadas (CAIADO, 2002).

O uso dessa metodologia amplamente utilizada em estudos sobre política monetária será a base metodológica deste trabalho. Em especial, o estudo de Carlino e Defina (1997), no qual os autores fazem uso do método VAR para avaliar os potenciais impactos assimétricos da política monetária sobre variáveis chaves da economia, nas diferentes regiões dos Estados Unidos.

Outros autores empreenderam estudos semelhantes para o Brasil, utilizando-se de tal modelagem, porém com foco apenas na política monetária. Fonseca

(2003) estima um VAR para avaliar os impactos diferenciados da política monetária nas regiões brasileiras por meio de dois modelos, sendo que um avalia a sensibilidade da produção industrial em relação a alterações da taxa Selic e o outro avalia a sensibilidade do crédito bancário em relação a alterações da taxa Selic. O resultado mostra que a transmissão via canal da taxa de juros não demonstra consistência para o Brasil e também para os estados, e nem se encontra indicação de que os impactos possam ser diferenciados. Em sentido oposto, a estimação da relação entre taxa Selic e crédito apresenta resultados que permitem a sustentação de que há impactos diferenciados entre as regiões brasileiras.

Bertanha e Haddad (2006) incorporam séries de todos os estados em um mesmo sistema para avaliação dos impactos regionais da política monetária a nível estadual, valendo-se de técnicas de econometria espacial para construir restrições sobre os parâmetros. Testa-se a robustez dos resultados frente à escolha do critério de vizinhança espacial, escolhendo-se entre uma matriz de contiguidade ponderada pelo volume de comércio entre os estados e outra pelo número de vizinhos com fronteira comum, e, finalmente, sem qualquer relação de vizinhança. De forma geral, os resultados indicam a presença de efeitos assimétricos da política monetária sobre a variável emprego, entre os 27 estados brasileiros. Os estados da região Norte e Nordeste são fortemente afetados pelo aumento da taxa básica de juros, enquanto que os estados mais ao Sul seriam os menos afetados, sendo que, na opinião dos autores, o acesso precário ao crédito dos setores produtivos dessas regiões poderia explicar as assimetrias ao choque.

Araújo (2004) procura avaliar o impacto da política monetária brasileira após o Plano Real nas regiões Nordeste e Sul, usando a metodologia VAR. O trabalho analisa quantitativamente o grau de assimetria em termos das respostas dos índices de produção industrial das respectivas regiões a um choque de política monetária. Constata-se que as respostas ao choque de política monetária para as duas regiões são bastante assimétricas. O Sul tende a reagir mais fortemente ao choque que o Nordeste, e os efeitos dos choques também são mais permanentes. O impacto em nível estadual é também bastante assimétrico, sendo os estados mais afetados Pernambuco, no Nordeste, e Rio Grande do Sul, no Sul.

3 Metodologia

A metodologia consistirá na utilização de modelos VAR, pois permitem analisar a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema econômico e descobrir como elas respondem a esse choque simultaneamente, o que é de grande valia para se poder conhecer as possíveis respostas assimétricas dos estados brasileiros à política cambial.

Serão estimados 26 modelos VAR, 2 modelos para cada um dos 13 estados analisados, sendo câmbio versus exportações e câmbio versus importações. A partir da estimação, são avaliados os comportamentos das funções impulso-resposta, as quais permitem que se destaque a resposta de uma dada variável a um impulso em qualquer outra variável do sistema, ou seja, se investiga a resposta das variáveis-chaves às variações cambiais e seus efeitos no tempo e no espaço.

Para construir o modelo, seguiremos os seguintes passos:³ realização do teste de estacionariedade ou presença de raiz unitária, determinação do número de defasagens necessárias, análise dos resíduos e correção da eventual presença de autocorrelação serial, e por fim, ajuste do modelo de previsão e da função impulso-resposta a ser usada.

3.1 Variáveis Seleccionadas

Com o objetivo de analisar como o setor real da economia é afetado pelas oscilações cambiais, selecionou-se dados mensais para as séries, apresentadas no Quadro 1, no período de janeiro de 2000 a dezembro 2011, perfazendo um total de 144 observações.

A ausência de quebras estruturais no período é um fator importante para o estudo, pois, havendo esse tipo de problema nos dados, implicaria em tratamento estatístico, ou mesmo, na impossibilidade de uso dos dados nesse período.⁴

As séries de tempo foram dessazonalizadas utilizando-se o método de médias móveis multiplicativo, presente no programa econométrico utilizado,⁵ com o objetivo de se filtrar a série de perturbações aleatórias, e, após isso, se partiu para os testes dos modelos propriamente ditos.

Quadro 1 - Detalhamento das variáveis incluídas nos modelos

| Variável | Fonte | Periodicidade |
|---|---|----------------------|
| Taxa real de câmbio real/dólar | Ipeadata. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) | De 01/2000 a 12/2011 |
| Quantum de exportações por estado Quantum das importações por estado | Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) | De 01/2000 a 12/2011 |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

3 Baseado em Enders (1995) e Lutkepohl (2006).

4 Todos os modelos foram construídos em primeira diferença, logo não houve necessidade de testes para tal problema.

5 Foi utilizado o pacote econométrico Eviews 5.0 para a realização de todos os testes e demais componentes da modelagem do problema descrito.

3.2 Estacionariedade e Testes de Raiz Unitária

Uma condição básica para a aplicação da metodologia VAR é que a série temporal a ser estudada seja estacionária,⁶ ou seja, não apresente tendência ou sazonalidade. Segundo Enders (1995), uma série temporal estacionária é aquela que possui média e variância constante ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância entre os dois períodos.

Apesar da importância dada à estacionariedade das séries temporais, há controvérsias na literatura dos modelos VAR acerca da transformação das séries, de modo que estas se tornem estacionárias. Por um lado, a estimação a partir de séries estacionárias reduz a possibilidade de ocorrência de regressões espúrias e torna as estimações mais eficientes. De outro lado, argumenta-se que diferenciar uma série faz com que informações acerca de seu comportamento de longo prazo sejam perdidas. Há, assim, um *trade-off* entre eficiência estatística, obtido a partir da utilização de séries estacionárias, e perda de informações de longo prazo das variáveis, fato gerado pela diferenciação das séries⁷ (DILL, 2012).

Os testes tiveram como resultados os mostrados na Tabela 1. Todas as séries são estacionárias em nível a 5%, à exceção da série de importações para Santa Catarina e do próprio câmbio real, o que leva o VAR a ser construído em primeira diferença, para importações e exportações, pois o modelo deve ser criado sempre com variáveis integradas de mesma ordem, nesse caso I(1).

Tabela 1 – Testes de estacionariedade e raiz unitária de Phillips-Perron

| Variável | Em nível I(0) | | | Primeira diferença I(1) | | |
|-------------|----------------|------------------|---------|-------------------------|------------------|---------|
| | Estatísticas t | 5% significância | P-valor | Estatísticas t | 5% significância | P-valor |
| EXPOR-TAAM2 | -9.566063 | -2.883239 | 0,0000 | | | |
| EXPORTA-BA2 | -9.181294 | -2.883239 | 0,0000 | | | |
| EXPORTA-CE2 | -10.93628 | -2.883239 | 0,0000 | | | |
| EXPORTAES2 | -7.945208 | -2.883239 | 0,0000 | | | |

continua...

6 Há distinção entre séries que apresentam estacionariedade fraca ou estrita, porém a condição frequentemente utilizada na literatura é a primeira, de modo que os termos estacionariedade, estacionariedade fraca e covariância estacionária são utilizados de forma intercambiável. Para mais detalhes sobre o conceito e as diferenças entre essas duas propriedades das séries, ver Bueno (2008), Enders (1995) e Lutkepohl e Kratzig (2004).

7 Uma discussão mais detalhada sobre esse *trade-off* pode ser vista em Ramaswamy e Slok (1998 apud DILL, 2012).

conclusão.

| Variável | Em nível I(0) | | | Primeira diferença I(1) | | |
|-----------------|----------------------|-----------|--------|--------------------------------|-----------|--------|
| EXPORTA- GO2 | -5.961471 | -2.883239 | 0,0000 | | | |
| EXPOR- TAMG2 | -4.791298 | -2.883239 | 0,0001 | | | |
| EXPORTAPA2 | -6.988333 | -2.883239 | 0,0000 | | | |
| EXPORTAPE2 | -8.342711 | -2.883239 | 0,0000 | | | |
| EXPORTAPR2 | -8.714668 | -2.883239 | 0,0000 | | | |
| EXPORTARJ2 | -6.425649 | -2.883239 | 0,0000 | | | |
| EXPORTARS2 | -5.756024 | -2.883239 | 0,0000 | | | |
| EXPORTASC2 | -3.221824 | -2.883239 | 0,0209 | | | |
| EXPORTASP2 | -4.966225 | -2.883239 | 0,0001 | | | |
| | | | | | | |
| IMPOR- TAAM2 | -4.838025 | -2.883239 | 0.0001 | | | |
| IMPORTA- BA2 | -8.951599 | -2.883239 | 0.0000 | | | |
| IMPORTACE2 | -7.097244 | -2.883239 | 0.0000 | | | |
| IMPORTAES2 | -10.45562 | -2.883239 | 0.0000 | | | |
| IMPORTA- GO2 | -6.741830 | -2.883239 | 0.0000 | | | |
| IMPOR- TAMG2 | -12.70492 | -2.883239 | 0.0000 | | | |
| IMPORTAPA2 | -4.617107 | -2.883239 | 0.0002 | | | |
| IMPORTAPE2 | -3.722495 | -2.883239 | 0.0048 | | | |
| IMPORTAPR2 | -9.930141 | -2.883239 | 0.0000 | | | |
| IMPORTARJ2 | -10.55748 | -2.883239 | 0.0000 | | | |
| IMPORTARS2 | -9.783564 | -2.883239 | 0.0000 | | | |
| IMPORTASC2 | -1.584014 | -2.883239 | 0.4879 | -32.83423 | -2.883239 | 0.0001 |
| IMPORTASP2 | -5.854846 | -2.883239 | 0.0000 | | | |
| | | | | | | |
| CAMBIO- REAL | -1.614253 | -2.885863 | 0,4727 | -8.197828 | -2.886074 | 0,0000 |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

3.3 Seleção de Defasagens do Modelo e Análise dos Resíduos

Quanto ao número de defasagens a serem aplicadas ao modelo, é utilizado o Schwarz Bayesian Criterion (SBC). Como a escolha da ordem de defasagem do VAR é arbitrária, o desejável é incluir o maior número de defasagens de modo a evitar a imposição de restrições falsas sobre a dinâmica do modelo. Entretanto, a parcimônia se coloca como fator fundamental nessa escolha, à medida que, quanto maior o LAG utilizado, maiores os graus de liberdade consumidos.

Todos os critérios utilizam o mesmo método de seleção, com algumas diferenças entre si, como minimizar a soma dos quadrados dos resíduos (SQR). Como ressaltado por Enders (1995) e Bueno (2008), o SBC possui propriedades assintóticas superiores aos demais critérios, tendendo a selecionar um modelo mais parcimonioso.

O critério de Schwarz tem como pressuposto a existência de um “modelo verdadeiro” que descreve a relação entre a variável dependente e as diversas variáveis explanatórias entre os diversos modelos sob seleção. Assim, o critério é definido como a estatística que maximiza a probabilidade de se identificar o verdadeiro modelo entre os avaliados. Os resultados dos testes encontram-se na Tabela 2.

Tabela 2 - Seleção de defasagens do modelo – critério de Schwarz

| Exportações | | |
|------------------------|-------------------|-------------|
| Modelo | Schwarz SC | LAGs |
| CAMBIOREAL EXPORTAAM2D | 7.114206 | 1 |
| CAMBIOREAL EXPORTABA2D | 6.063527 | 2 |
| CAMBIOREAL EXPORTACE2D | 5.381319 | 1 |
| CAMBIOREAL EXPORTAES2D | 6.124744 | 2 |
| CAMBIOREAL EXPORTAGO2D | 6.472254 | 3 |
| CAMBIOREAL EXPORTAMG2D | 5.169310 | 2 |
| CAMBIOREAL EXPORTAPA2D | 6.157020 | 1 |
| CAMBIOREAL EXPORTAPE2D | 6.090062 | 1 |
| CAMBIOREAL EXPORTAPR2D | 6.972890 | 1 |
| CAMBIOREAL EXPORTARJ2D | 5.192227 | 2 |
| CAMBIOREAL EXPORTARS2D | 5.731537 | 2 |
| CAMBIOREAL EXPORTASC2D | 5.730713 | 2 |
| CAMBIOREAL EXPORTASP2D | 5.620337 | 2 |

continua...

conclusão.

| Importações | | |
|------------------------|-------------------|-------------|
| Modelo | Schwarz SC | LAGs |
| CAMBIOREAL IMPORTAAM2D | 8.729849 | 2 |
| CAMBIOREAL IMPORTABA2D | 5.735567 | 1 |
| CAMBIOREAL IMPORTACE2D | 5.738026 | 3 |
| CAMBIOREAL IMPORTAES2D | 5.737868 | 1 |
| CAMBIOREAL IMPORTAGO2D | 10.46906 | 1 |
| CAMBIOREAL IMPORTAMG2D | 9.404181 | 2 |
| CAMBIOREAL IMPORTAPA2D | 8.591287 | 1 |
| CAMBIOREAL IMPORTAPE2D | 8.383311 | 3 |
| CAMBIOREAL IMPORTAPR2D | 9.617456 | 2 |
| CAMBIOREAL IMPORTARJ2D | 9.260866 | 3 |
| CAMBIOREAL IMPORTARS2D | 9.235706 | 1 |
| CAMBIOREAL IMPORTASC2D | 7.841027 | 2 |
| CAMBIOREAL IMPORTASP2D | 7.662311 | 2 |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

A análise dos resíduos e eventual correção de autocorrelação serial foi feita nessa fase do trabalho, utilizando-se do teste de autocorrelação serial LM.⁸ Nos modelos em que houve evidência de autocorrelação, estimou-se um VAR de ordem (LAG) superior até que a autocorrelação fosse eliminada.

4 Exercício Empírico, Aplicações e Resultados

Nesta seção, apresentamos os resultados das estimações dos 26 modelos VAR, com dois modelos para cada unidade da federação, divididos em blocos por variável.

Genericamente, os modelos de estudo são os seguintes:

$$\text{Exportações: } X_t = A_1 \cdot X_{t-1} + \dots + A_k \cdot X_{t-k} + \phi D_t + u_t \quad (2)$$

$$\text{Importações: } M_t = A_1 \cdot M_{t-1} + \dots + A_k \cdot M_{t-k} + \phi D_t + u_t \quad (3)$$

Sendo que $u \sim N(0, \infty)$, V_t , I_t , X_t e M_t são um vetor ($n \times 1$) e cada elemento A_i é uma matriz de parâmetros de ordem ($n \times n$) e D_t representa termos determinís-

8 Teste do multiplicador de Lagrange, usado para detectar a autocorrelação nos resíduos.

ticos, tais como constantes, tendência linear, *dummies*, ou qualquer outro tipo de regressor fixo e não estocástico.

A análise dos modelos VAR estimados para as variáveis exportações e importações mostrou as significâncias estatísticas, conforme as Tabelas 3 e 4.

Tabela 3 - Estimadores e suas significâncias para o modelo para exportações

| Variável | AM | BA | CE | ES | GO | MG | PA | PE | PR | RJ | RS | SC | SP |
|------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|---------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| EXPORTA2D(-1) | -0.5165* (0.0725) [-7.1165] | -0.71166* (0.08347) [-8.52543] | -0.6349* (0.0655) [-9.7303] | -0.6497** (0.08102) [-8.01851] | -0.70153* (0.08338) [-8.41381] | -0.53312* (0.07839) [-6.80113] | -0.38798* (0.07851) [-4.9421] | -0.448251* (0.07527) [-5.95555] | -0.39573* (0.07710) [-5.13284] | -0.70633* (0.07901) [-8.94035] | -0.4935* (0.08476) [-5.8230] | -0.41644* (0.08060) [-5.16629] | -0.64436* (0.08172) [-7.88488] |
| EXPORTA2D(-2) | - | -0.50042* (0.09415) [-5.31572] | - | -0.38867* (0.08671) [-4.7865] | -0.34334* (0.09795) [-3.50579] | -0.41728* (0.07867) [-5.3037] | - | - | - | -0.37323* (0.07973) [-4.6810] | -0.128907 (0.08508) [-1.5152] | -0.34897* (0.08070) [-4.3243] | -0.28453* (0.08062) [-3.5296] |
| EXPORTA2D(-3) | - | -0.267468 (0.08246) [-3.24367] | - | - | -0.259596 (0.08310) [-3.12407] | - | - | - | - | - | - | - | - |
| CAMBIORREALD(-1) | 0.506072 (0.74100) [0.68296] | -0.780*** (0.64620) [-1.77797] | 0.557363 (0.86253) | 0.396006 (0.97342) | -0.476545 (0.38641) [-1.23325] | -0.072608 (0.28401) [-0.2556] | 0.061179 (0.43433) [0.14086] | 1.24101*** (0.69045) [1.79752] | 0.98367*** (0.50910) [1.93217] | 0.596135 (0.39931) [1.49291] | -0.292469 (0.81951) | 0.156334 (0.18554) [0.84261] | 0.158620 (0.24430) [0.64927] |
| CAMBIORREALD(-2) | - | 0.92523** (0.46564) [1.98702] | - | -0.327084 (0.40747) [-0.8027] | -0.111017 (0.40694) [-0.27281] | -0.006762 (0.28331) [-0.0238] | - | - | - | -0.320729 (0.40169) [-0.7985] | 0.377192 (0.35598) [1.05957] | 0.085636 (0.18614) [0.46060] | 0.317520 (0.24511) [1.29543] |
| CAMBIORREALD(-3) | - | -0.070686 (0.44221) [-0.15988] | - | - | 0.6619*** (0.38649) [1.71271] | - | - | - | - | - | - | - | - |
| INTERCEPTO | -0.082384 (3.21538) [-0.0259] | 1.316916 (1.76139) [0.74766] | 0.643993 (2.80179) [0.22985] | 0.778519 (1.64933) [0.47202] | 1.323913 (1.57206) [0.84215] | 0.902132 (1.15263) [0.78267] | 0.852208 (1.87622) [0.45422] | 0.776803 (2.99484) [0.25938] | 0.906770 (2.20904) [0.41048] | 1.320971 (1.61315) [0.81888] | 0.780270 (1.44462) [0.54012] | 0.831137 (0.75459) [1.10144] | 0.546950 (0.99411) [0.55019] |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota: *Significante a 1% (2,576); ** significante a 5% (1,96); *** Significante a 10% (1,645). Erros padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

Tabela 4 - Estimadores e suas significâncias para o modelo para importações

| Variável | AM | BA | CE | ES | GO | MG | PA | PE | PR | RJ | RS | SC | SP |
|------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| IMPORTA2D(-1) | -0.51267* (0.08138) [-6.29907] | 0.36160 (0.07924) [4.56388] | 0.336422* (0.08775) [3.83368] | 0.358969* (0.07920) [4.53244] | -0.49657* (0.07359) [-6.7479] | -0.84469* (0.07448) [-11.3412] | -0.64701* (0.06774) [-9.55094] | -0.70434* (0.08423) [-8.36224] | -0.65831* (0.07878) [-8.35610] | -0.83569* (0.08284) [-10.0879] | -0.53045* (0.07227) [-7.33933] | -0.62508* (0.08082) [-7.73436] | -0.74515* (0.08163) [-9.12876] |
| IMPORTA2D(-2) | -0.29636* (0.08085) [-3.66567] | - | 0.083808 (0.09110) [0.91997] | - | -0.43106* (0.07332) [-5.87898] | - | -0.48748* (0.09521) [-5.11955] | - | -0.38037* (0.07915) [-4.80550] | -0.63681* (0.09422) [-6.75892] | - | -0.35560* (0.08149) [-4.37586] | -0.31558* (0.08109) [-3.89119] |
| IMPORTA2D(-3) | - | - | -0.038983 (0.08676) [-0.44934] | - | - | - | - | -0.24671* (0.08425) [-2.92828] | - | -0.27495* (0.08162) [-3.36888] | - | - | - |
| CAMBIORREALD(-1) | -0.237168 (0.36285) [-0.65368] | 0.007645 (0.01262) [0.60571] | -0.004252 (0.01271) [-0.33457] | -0.001908 (0.00883) [-0.21597] | 0.084785 (0.45186) [0.18763] | 0.635563 (0.52242) [1.21657] | -0.021878 (0.29920) [-0.06630] | -0.182776 (0.29920) [-0.61088] | -0.394085 (0.57407) [-0.33349] | 0.155498 (0.46628) [0.33349] | -0.052127 (0.45626) [-1.01425] | -0.077444 (0.23007) [-0.33662] | -0.129126 (0.21298) [-0.60628] |
| CAMBIORREALD(-2) | -0.414265 (0.36377) [-1.13881] | - | -0.009881 (0.01438) [-0.68733] | - | 0.170916 (0.52531) [0.32536] | - | -0.100154 (0.31380) [-0.31917] | 0.919357 (0.57403) [1.60160] | 0.317546 (0.49128) [0.64636] | - | - | -0.083406 (0.23033) [-0.36212] | -0.008879 (0.21314) [-0.04166] |
| CAMBIORREALD(-3) | - | 0.005760 (0.01257) [0.45917] | - | - | - | -0.036049 (0.29880) [-0.12056] | - | 0.119447 (0.46885) [0.25504] | - | - | - | - | - |
| INTERCEPTO | -0.090688 (1.47331) [-0.06155] | -0.126052 (0.34326) [-0.36722] | -0.127918 (0.35044) [-0.36502] | -0.125854 (0.34366) [-0.36622] | 0.777339 (1.96056) [0.39649] | 0.114081 (2.09870) [0.05436] | 1.100764 (1.43280) [0.76826] | 1.366024 (1.21228) [1.12035] | 0.760525 (2.35489) [0.32572] | 0.592752 (1.87707) [0.31579] | 0.194515 (1.57548) [0.09846] | 1.155531 (0.93771) [1.23229] | 0.608252 (0.86462) [0.70333] |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota: *Significante a 1% (2,576); ** significante a 5% (1,96); *** Significante a 10% (1,645). Erros padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

4.1 Análise das Funções Impulso-Resposta (FIR)

Com o objetivo de simular o comportamento ao longo do tempo das variáveis envolvidas no modelo, analisa-se as funções impulso-resposta subjacentes a cada um dos modelo VAR estimados. Busca-se, com isso, apresentar o comportamento das variáveis frente a choques exógenos no câmbio, por estado da federação.

A Função Impulso-Resposta (FIR) parte do princípio de que um choque na i -ésima variável não apenas afeta diretamente os seus valores, mas também é transmitido para todas as outras variáveis endógenas através de uma estrutura dinâmica (defasada) dentro do sistema VAR. Em outras palavras, a FIR mostra qual será o comportamento das variáveis ao longo do tempo quando algum dos resíduos sofrer uma modificação no seu valor (choques exógenos, conhecidos como inovações). Portanto, a FIR pode ser considerada como uma simulação para o comportamento de um VAR ao longo do tempo, diante de um choque em algum dos resíduos (ANDRADE, 2006).

As Figuras 7 e 8, do Apêndice A, mostram as respostas das variáveis exportações e importações a um choque inesperado de um desvio-padrão no câmbio. As linhas pontilhadas correspondem aos intervalos de confiança para as respostas, que são necessários em virtude do cálculo das FIR ser realizado a partir de coeficientes estimados através do VAR.

Para as variáveis exportações e importações, as funções impulso-resposta, no seu padrão geral, respondem de forma convencional a um choque expansionista na câmbio, porém há exceções. As vendas externas sobem para choques positivos no câmbio (desvalorizações) e as compras de produtos do exterior respondem negativamente a choques positivos nessa variável.

Na próxima seção são os efeitos em cada unidade federativa, analisando-se, assim, as possíveis respostas assimétricas nas exportações e importações de cada estado frente a um choque comum no câmbio, a nível nacional.

4.2 Efeitos Dinâmicos dos Choques Cambiais nos Estados Brasileiros

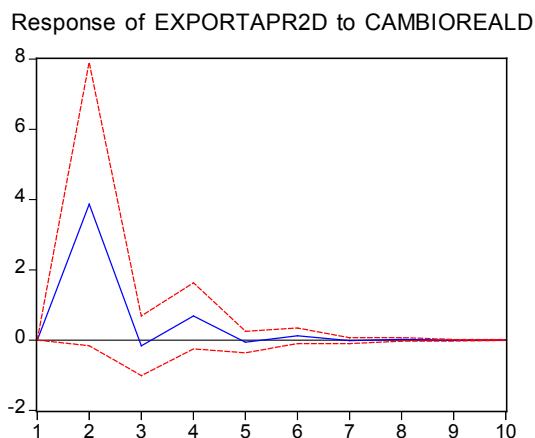
As funções impulso-resposta apresentadas na Figura 7, do Apêndice A, representam as respostas das exportações em cada estado para um choque positivo no nível de câmbio (uma desvalorização cambial). Pode-se observar que há, no geral, um padrão de comportamento em todos os estados: as exportações sobem quando a taxa de câmbio se desvaloriza.

Contudo, ao se avaliar a resposta em cada estado, percebe-se que os efeitos são bastante diferenciados na sua intensidade e temporariedade. Bahia, Pernambuco e Paraná são os estados que apresentam maior intensidade em suas respos-

tas, chegando a uma elevação de 5% nas exportações no seu pico, aproximadamente entre dois e três meses após o choque, até seu retorno ao nível original, como pode ser visto na Figura 1, que representa a FIR do Paraná.

Figura 1 - Função impulso-resposta do estado do Paraná

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

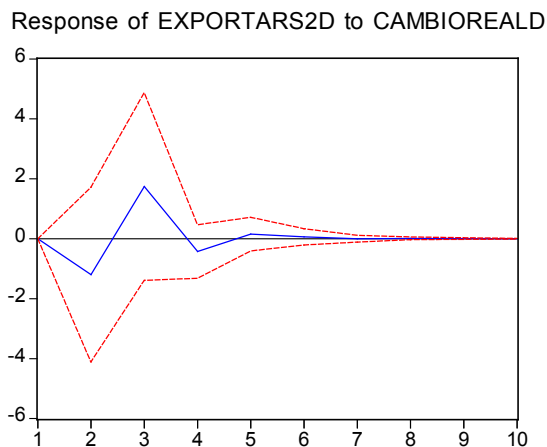


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Amazonas, Ceará, Espírito Santo, Goiás, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul são os estados que apresentam uma elevação ainda bastante acentuada, entre 2% e 3% nas exportações, frente a um choque cambial de um desvio padrão, com o ponto de inflexão sendo atingido entre dois e três meses após o choque, até o retorno ao seu nível de origem. Pode-se observar também que o efeito overshooting aparece nos estados do Espírito Santo, Goiás, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul. Na Figura 2 temos, como exemplo, a FIR do Rio Grande do Sul.

Figura 2 - Função Impulso-resposta do estado do Rio Grande do Sul

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



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Na outra ponta, os estados menos sensíveis à taxa de câmbio, com respostas menos elásticas, são Minas Gerais e Pará, com respostas entre -0,3% e +0,3%, e Santa Catarina e São Paulo, com respostas entre 0,5% e 1%. Minas Gerais e Pará apresentam comportamento bastante inelástico à taxa de câmbio, com Minas Gerais, inclusive, apresentando queda nas exportações para elevações no nível de câmbio, no período analisado, o que mostra sua grande insensibilidade à taxa cambial.

Quanto aos prováveis motivos que levam os estados a apresentarem diferentes comportamentos frente a um choque comum no câmbio, no caso das exportações, no geral podemos notar que os estados que apresentam as maiores respostas também apresentam baixa participação relativa nas exportações totais da federação e suas exportações se concentram em poucos produtos.

A Bahia, no grupo mais afetado, apresenta concentração de 79,33% em cinco produtos exportados, enquanto Pernambuco apresenta concentração de 91,48%, de acordo com dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (BRASIL, 2011). No grupo de estados que apresenta respostas intermediárias, parece haver um padrão de comportamento entre Rio Grande do Sul e Goiás, Rio de Janeiro e Espírito Santo e Amazonas e Ceará, não explicado pelas suas participações relativas nas exportações nacionais, mas por sua pauta de exportação: Rio Grande do Sul e Goiás apresentam pauta concentrada em grãos: no

Rio Grande do Sul a exportação de trigo e soja representa mais de 33% da pauta, enquanto em Goiás, milho e soja perfazem 68% (BRASIL, 2011).

Rio de Janeiro e Espírito Santo apresentam comportamento da FIR muito parecido, mostrando que reagem de modo semelhante ao choque dado no câmbio. Esse comportamento pode estar relacionado a sua pauta estar superconcentrada em um único produto, que, em ambos, representa mais de 80%, sendo petróleo no caso do Rio de Janeiro e minério de ferro no caso do Espírito Santo.

Amazonas e Ceará também apresentam comportamento muito parecido em suas funções impulso-resposta. Em que pese esse comportamento semelhante, sua pauta de exportações é bastante distinta, com a do Ceará concentrada em frutas e a do Amazonas concentrada em combustíveis e motocicletas. Contudo, ambos os estados têm 69% de suas vendas externas concentradas em apenas cinco produtos.

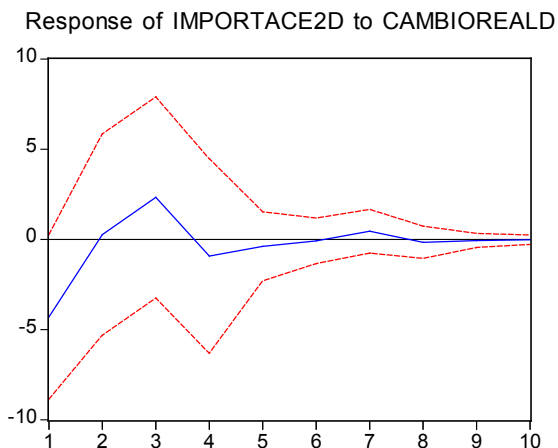
No grupo que apresenta as menores respostas, Minas Gerais e Pará apresentam grande insensibilidade à taxa de câmbio, resultado provável de sua pauta de exportações estar concentrada em minério de ferro, com Minas Gerais apresentando praticamente 95% e Pará 89% do total somente nesse produto. São Paulo e Santa Catarina também mostram suas exportações pouco sensíveis ao câmbio, com respostas menores de 1%. Em que pese São Paulo ser o maior exportador brasileiro, sua pauta de exportações é bem distribuída (muitos produtos) e pouco concentrada, assim como Santa Catarina.

No que tange às importações, as funções impulso-resposta apresentadas na Figura 8, do Apêndice A, representam as respostas em cada estado para um choque positivo no nível de câmbio (uma desvalorização cambial). Podemos observar que, apesar de haver exceções, há um padrão de comportamento para as respostas: as importações caem quando a taxa de câmbio se desvaloriza.

Entretanto, ao se avaliar a resposta em cada estado, percebe-se que os efeitos são bastante assimétricos na sua intensidade e temporariedade. Ceará é o estado que tem suas compras externas mais afetadas pelo câmbio, segundo o resultado do trabalho, apresentando queda de 5% nas importações, com efeitos que perduram por até quatro meses após o choque, até seu retorno ao nível original, como pode ser visto na Figura 3.

Figura 3 - Função impulso-resposta do estado do Ceará

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

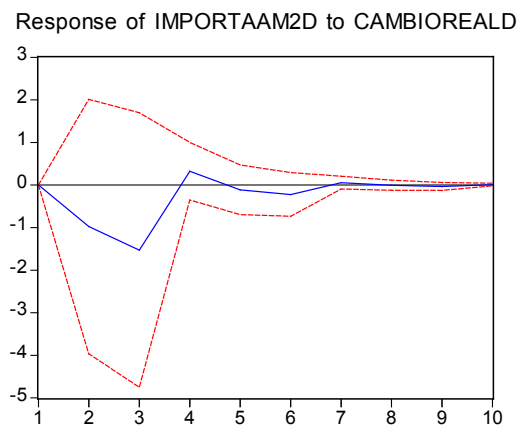


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

No grupo de estados com respostas intermediárias, temos Amazonas, Bahia e Pernambuco com quedas nas importações, que variam entre 1% e 2%, com vales entre o segundo e o terceiro mês, e efeitos que se prolongam até no máximo quatro meses após o choque, como pode ser visto na Figura 4, que representa a resposta do Amazonas.

Figura 4 - Função impulso-resposta do estado do Amazonas

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

No grupo de estados que apresentam as menores elasticidades da variável importações às variações no nível de câmbio, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo apresentam respostas menores que 0,5% de queda nas importações para choques de um desvio padrão no câmbio. Espírito Santo, Goiás, Pará, Minas Gerais, Paraná e Rio de Janeiro apresentam respostas positivas para desvalorizações no câmbio, o que demonstra que para esses estados o câmbio não é uma variável chave no montante de importações.

Quanto às possíveis causas desses diferentes comportamentos frente a um mesmo choque no câmbio, podemos observar que o Ceará, Amazonas, Bahia e Pernambuco, além de terem baixa participação relativa nas importações nacionais, entre 1% e 4% do total, concentram suas importações em combustíveis e sementes, que acompanham os preços internacionais e, logo, são afetados mais fortemente pelo câmbio.

Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo apresentam fraca sensibilidade de suas importações ao câmbio, com respostas em torno de -0,5%. Essa baixa sensibilidade pode estar ocorrendo em São Paulo e Santa Catarina devido à sua baixa concentração da pauta de importações, com grande diversidade de produtos. Ambos os estados apresentam a menor concentração nos cinco produtos mais importados, com valores entre 23%, para Santa Catarina, e 35%, para São Paulo, bem como por esses estados serem mais abertos às importações do que os que sofreram os maiores impactos.

O Rio Grande do Sul, entretanto, apresenta concentração relativamente alta, de 61,49% em cinco produtos (BRASIL, 2011), e assim como Santa Catarina e São Paulo, tem sua pauta de importações predominante em commodities, como combustíveis, conhecido produto com baixa elasticidade-preço. Esse também é o caso do grupo de estados que apresenta respostas não aderentes à teoria econômica, com importações crescendo à medida que a taxa de câmbio se desvaloriza, como Pará, Espírito Santo, Goiás, Minas Gerais, Paraná e Rio de Janeiro. Como observado nas conclusões, outros fatores, que não diretamente o câmbio, estão afetando esses estados. É evidente que a seleção amostral pelo período estudado pode estar condicionando os resultados, visto o período de crescimento da renda mundial, bem como a forte demanda chinesa por produtos que fazem parte da pauta de importação desses estados. No entanto, também como constata Kume e Piani (1998), esses estados podem estar sofrendo com o alto grau de competição com as importações advindas de seus parceiros comerciais no Mercosul, entre outros fatores.

5 Considerações Finais

O objetivo geral do artigo foi averiguar se as políticas macroeconômicas, em especial a política de câmbio, produz resultados assimétricos sobre os diferentes estados brasileiros.

Com base nos resultados, as assimetrias nas respostas dos estados brasileiros frente a choques macroeconômicos comuns foram confirmadas, já que são constatados impactos regionalmente diferenciados na amostra utilizada, comprovando que características como estrutura produtiva e inserção no comércio internacional dos estados são de suma importância para explicar os diferentes níveis de impactos, com diferenças bastante acentuadas na intensidade e temporariedade das respostas.

Quanto aos resultados encontrados para a política cambial, os estados das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste são os mais afetados, em contraste com os estados do Sul e Sudeste. Esses estados parecem ser negativamente afetados pela baixa participação de suas economias no comércio internacional, pela concentração de seu comércio exterior em poucos produtos e pela baixa diversidade produtiva local. Os estados com baixa participação no PIB nacional como um todo e com baixas correntes de comércio são justamente os mais afetados pelo câmbio. Nesse grupo, podemos elencar Bahia, Pernambuco, Amazonas e Ceará no caso das exportações e no caso das importações.

Já no grupo de estados com baixa sensibilidade à taxa de câmbio, no caso das exportações Minas Gerais e Pará, e das importações Rio de Janeiro, Paraná, Minas Gerais, Espírito Santo e Goiás, tem-se grandes exportadores e importadores, com participações relativamente grandes no total de exportações e importações nacionais, bem como grande participação no PIB nacional, além de se possuir estruturas produtivas bem desenvolvidas, com boa diversidade produtiva.

Esse comportamento demonstrado na pesquisa é condizente com os estudos de Ramos, Ollero e Suriñach (2001), para quem regiões em que a diversidade produtiva se restringe a poucas atividades, onde há forte concentração do valor adicionado em poucas indústrias, sentirão o impacto por mais tempo e de forma mais intensa de variações na taxa de câmbio. De outro modo, regiões que possuem forte diversificação de atividades econômicas sentem menos o impacto de um choque cambial comum.

Rio Grande do Sul, Goiás, Rio de Janeiro, Espírito Santo, São Paulo e Santa Catarina, no caso das exportações, apresentam respostas ainda grandes, porém inferiores aos estados mais afetados, o que poderia estar relacionado à sua pauta de exportações mais ligadas à agropecuária, equipamentos eletrônicos e veículos automotores, setores que apresentam alta sensibilidade ao câmbio em estudos como o de Pourchet (2003) e Marçal e Holland (2010).

No grupo de estados que mostra baixa sensibilidade das exportações à taxa de câmbio, Rio de Janeiro e Pará se destacam à medida que suas exportações se baseiam em minério de ferro. Para esses estados, pode-se ver que a taxa de câmbio não é um fator determinante, havendo outros, como renda mundial, competitividade externa e demanda externa, que também causam influência, como já observado por Marçal e Holland (2010), que não encontram evidências de que haja relação entre taxa de câmbio real e exportações de produtos básicos e intermediários, havendo relação somente com os bens finais.

Os resultados deste trabalho podem abrir uma nova frente de pesquisa, até agora não abordada na literatura nacional conhecida, que são os efeitos assimétricos de choques cambiais com perspectiva regional, mas, além disso, suas consequências e possíveis medidas para amenizar tais efeitos, além de trazer novos dados e conclusões sobre uma área já bastante estudada, que são os impactos assimétricos da política monetária, tendo como nexos causais as heterogeneidades geográficas.

Referências

ANDRADE, D. C. *Fatores condicionantes do crescimento econômico de longo prazo na China: aspectos teóricos e investigação empírica*. 2006. 137 f., Dissertação (Mestrado em Economia) - Programa de Pós-Graduação em Economia. Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2006.

ARAÚJO, E. Medindo o impacto regional da política monetária brasileira: uma comparação entre as regiões nordeste e sul. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 35, n. 3, p. 356-396, jul.-set. 2004.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório de inflação*. Brasília, DF: Bacen, jun. 2004.

BERTANHA, M.; HADDAD, E. *Impactos regionais da política monetária: uma abordagem econométrica utilizando SVAR espacial*. São Paulo: Núcleo de Economia Regional e Urbana da Universidade de São Paulo, 2006. (Texto para Discussão, n. 03).

BOISIER, S. Política econômica, organização social e desenvolvimento regional. In HADDAD, P. R. (Org.). *Economia regional: teoria e métodos de análise*. Fortaleza: BNB, 1989. p. 111-145.

BONELLI, R. *O desempenho exportador das firmas industriais brasileiras e o contexto macroeconômico*. Brasília, DF: Ipea, 2005.

BUENO, R. L. S. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage, 2008. v. 1.

CAIADO, J. Cointegração e causalidade entre as taxas de juros e a inflação em Portugal. *Gestin*, v. 1, n. 1, p. 107-118, 2002.

CARLINO, G. A.; DEFINA, R. *The differential regional effects of monetary policy: evidence from the U.S. states*. Philadelphia: FRB, 1997. (Trabalho para Discussão, n 97).

DILL, H. C. Política fiscal, dívida pública e atividade econômica: modelo macrodinâmico e estudo empírico a partir da abordagem SVAR. 2012. 147 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2012.

EICHENGREEN, B. *Is Europe an optimum currency area?* Cambridge, MA: University of California, 1991. (Working Paper, n. 3579)

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

FONSECA, M. W. *Impactos Diferenciados da Política Monetária: um Estudo para o Brasil*. Cascavel. Edunioeste, 2003.

HADDAD, E. A.; DOMINGUES, E. P.; PEROBELLI, F. S. Impactos setoriais e regionais da integração. In: TIRONI, L. F. (Ed.). *Aspectos estratégicos da política comercial brasileira*. Brasília, DF: Ipea/Ipri, 2001. p. 235-278.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. *Ipeadata*. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 28 nov. 2012.

KOUPARITSAS, M. A. *Is the United States an optimum currency area? An empirical analysis of regional business cycles*. Chicago: Federal Reserve Bank of Chicago, 2001.

KUME, H.;PIANI, G. *Efeitos regionais do MERCOSUL: uma análise diferencial-estrutural para o período 1990/1995*. Rio de Janeiro. Ipea, ago. 1998. (Texto para Discussão, n. 585).

LUTKEPOHL, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. New York: Springer-Verlag, 2006.

LUTKEPOHL, H.; KRATZIG, M.; *Applied time series econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

MARÇAL, E. F.; HOLLAND, M. *Taxa de câmbio, rentabilidade e quantum exportado: existe alguma relação afinal? Evidências para o Brasil*. São Paulo: FGV, maio 2010. (Texto para Discussão, n. 254).

BRASIL. Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. *Estatísticas do comércio externo*. 2011. Disponível em: <www.mdic.gov.br>. Acesso em: 13 out. 2012.

MYRDAL, G. *Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas*. 2. ed. Rio de Janeiro: Saga, 1968.

OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 55, n. 3, p. 461-472, 1992.

POURCHET, H. C. P. Estimção de equações de exportações por setores: uma investigação sobre o impacto do câmbio. 2003. 139 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Elétrica) – Departamento de Engenharia Elétrica. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2003.

RAMASWAMI, R.; SLOK, T. The Real Effects of Monetary Policy in the European Union: What are the Difference. *IMF Staff Papers* 45(2), 374– 396. Washington, DC, Jun de 1998.

RAMOS, R.; OLLERO, J. L.; SURIÑACH, J. Macroeconomic Implications of EMU at the Regional Level. In: CONGRESS OF THE EUROPEAN REGIONAL SCIENCE ASSOCIATION, 41, 2001, Zagreb. *Anais...* Zagreb (Croatia), 2001. p. 190-210.

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p. 1-48, Jan. 1980.

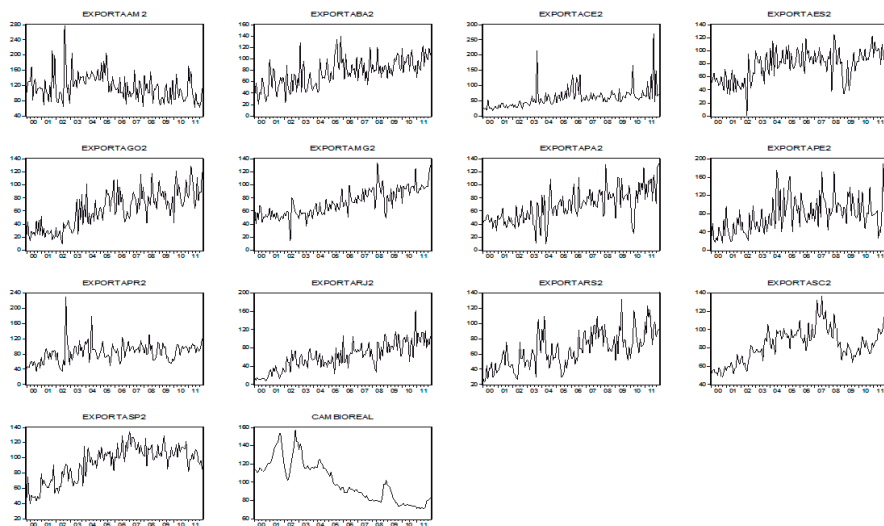
SONAGLIO, C. M.; SCALCO, P. R.; CAMPOS, A. C. Taxa de Câmbio e a balança comercial brasileira de manufaturados: evidências da J-curve. *Revista Economia*, v. 11, n. 3, p. 911-734, set.-dez. 2010.

VERÍSSIMO, M. P.; SILVA, C. G. Uma investigação sobre a hipótese da doença holandesa nas regiões brasileiras. In: ENCONTRO INTERNACIONAL DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA, 4., 2011, Rio de Janeiro. *Anais...* Rio de Janeiro, 2011. p. 1-19.

WYPLOSZ, C. *Regional exchange rate arrangements: lessons from Europe for East Asia*. Geneva: CEPR, October 2002. (Working Paper, nº. 116).

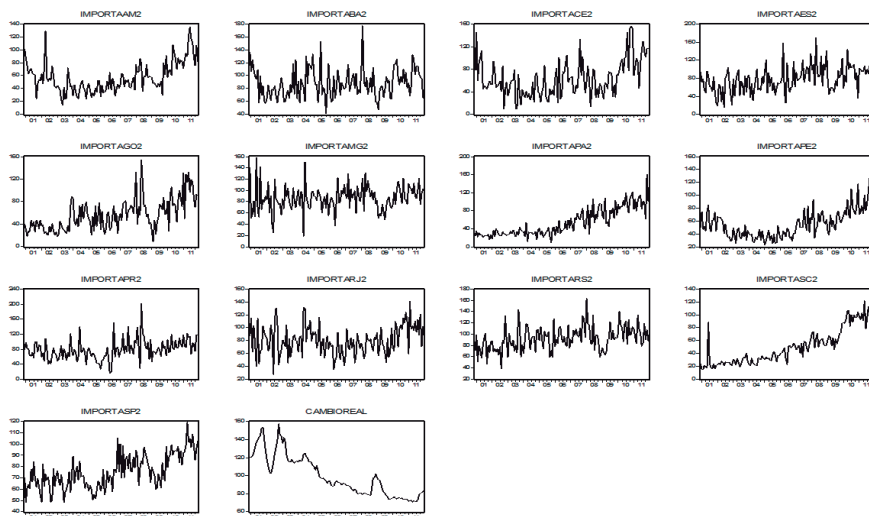
Apêndice A

Figura 5 – Variáveis em nível: exportações



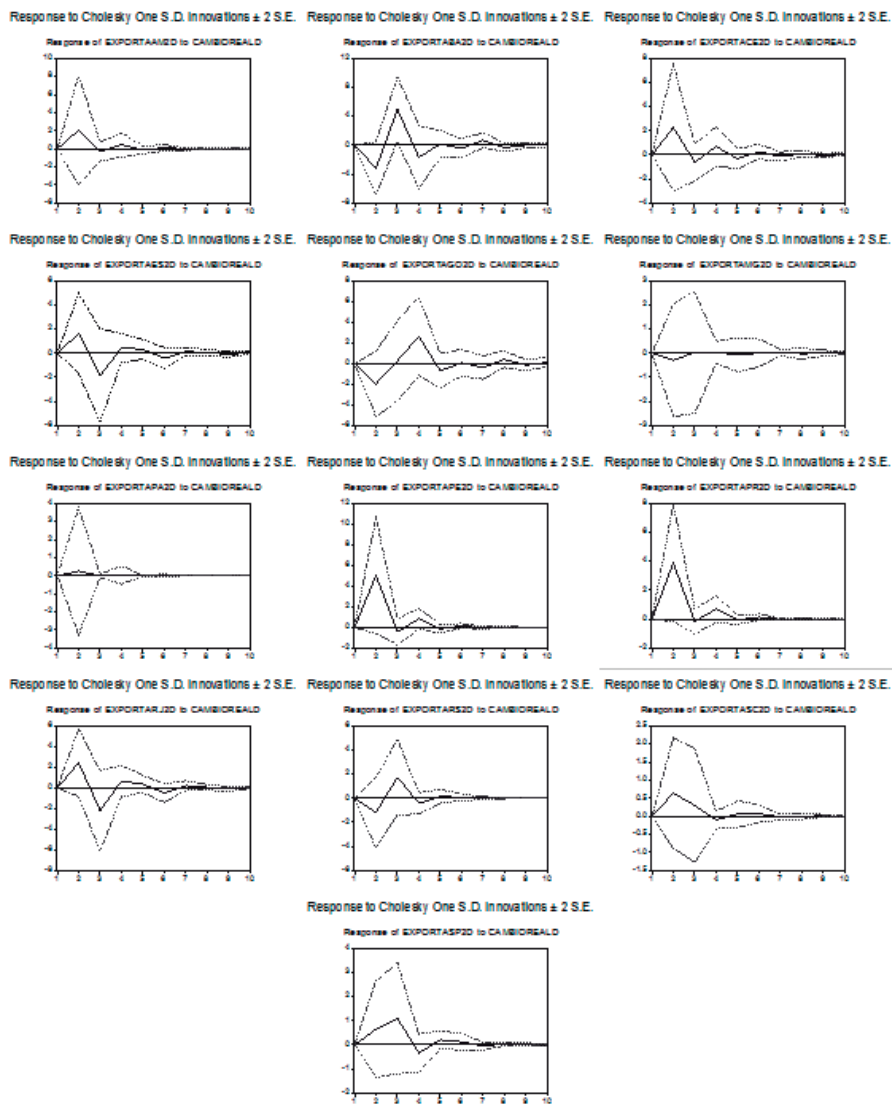
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Figura 6 – Variáveis em nível: importações



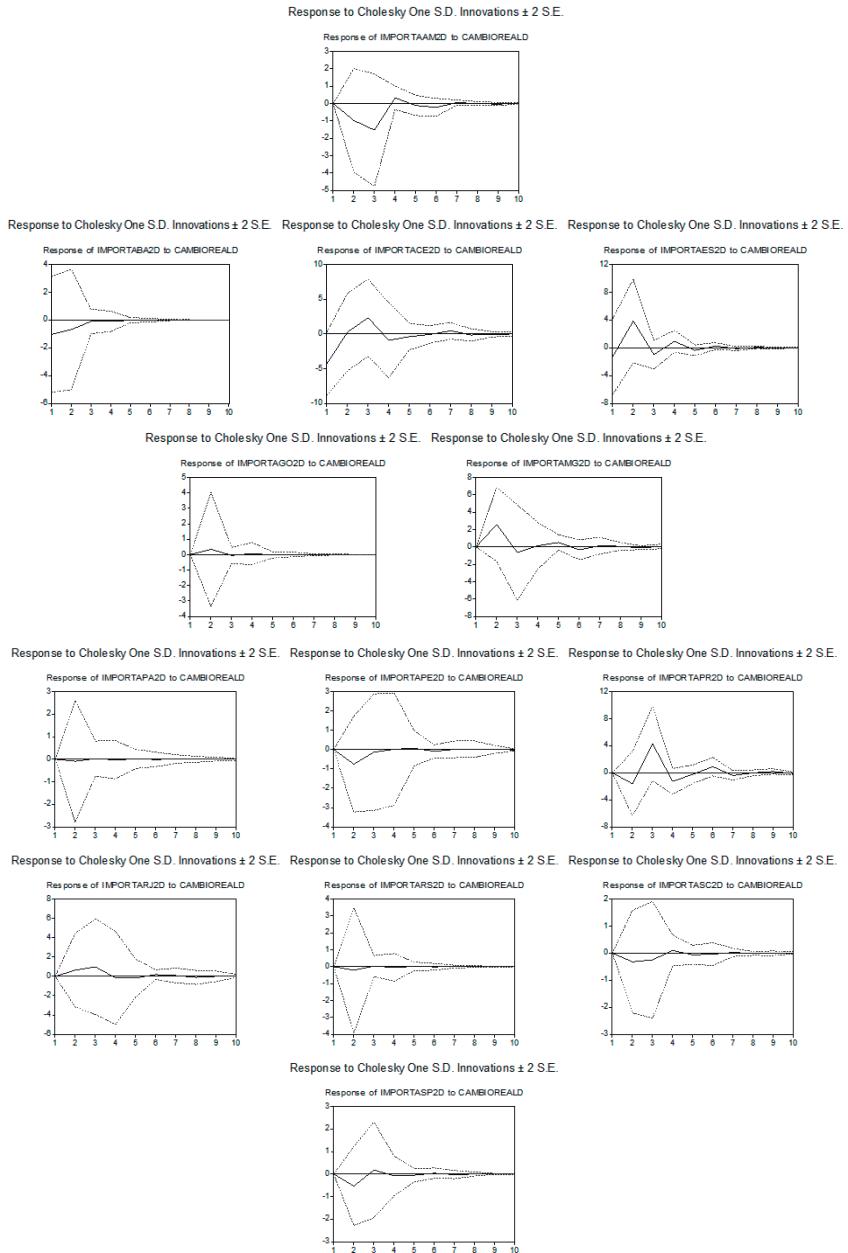
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Figura 7 – Funções impulso-resposta do VAR para exportações



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Figura 8 – Funções impulso-resposta do VAR para importações



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Recebido em: 31/10/13.

Aceito em: 11/09/14.