

**Impactos Regionais Assimétricos da Política Cambial sobre a arrecadação do ICMS no  
Brasil: uma Abordagem com o Método VAR**

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

Jacó Braatz\*

Rodrigo da Rocha Gonçalves\*\*

**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 a arrecadação do Imposto sobre a Circulação de Mercadorias e Serviços de cada estado da federação é afetada pelas variações no nível de câmbio. A estratégia metodológica se baseia na modelagem de Vetores Auto-Regressivos (VAR) para dados entre 1997 e 2015, disponíveis para os 27 estados brasileiros. Os resultados apontam para a confirmação de que há assimetrias nas respostas dos estados brasileiros frente ao choque macroeconômico comuns, já que são constatados impactos regionalmente diferenciados na amostra utilizada. Assim, demonstra-se que características como diversidade da economia local, 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 Auto-Regressivos.

**Classificação JEL:** C32; E17; R11.

**Abstract:** This paper presents a discussion about exchange rate policies and their potential asymmetric effects on a regional basis for Brazil. The main objective of the study is to analyze how the collection of the ICMS in each state of the federation services is affected by changes in the exchange rate level. The methodological strategy is based on Autoregressive Vectors (VAR) for data between 1997 and 2015, available for 27 states. The results point to confirm that there are asymmetries in the responses of the Brazilian states face the common macroeconomic shock, since they are observed regionally differentiated impacts in the sample used. Thus, it is shown that characteristics such as diversity of the local economy, productive structure and integration in international trade of the state economies are very important to explain the different levels of impacts, differed markedly in intensity and temporariness of the answers.

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

**JEL Classification:** C32; E17; R11.

\* Doutorando em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul – PPGE/PUCRS e Auditor Fiscal da Receita Estadual do Rio Grande do Sul. E-mail: jacobraatz@hotmail.com.

\*\*Doutorando em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul – PPGE/PUCRS e professor da Universidade Federal de Rio Grande-FURG. E-mail: rochagoncalves@gmail.com.

## **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 regionalmente neutras, ou seja, com impactos regionais uniformes. 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 se diferencie 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 sobre a arrecadação do Imposto sobre a Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), ou seja, dada uma modificação exógena no nível de câmbio, quais os efeitos que essa mudança trará para a arrecadação de ICMS dos diversos estados do país. A pergunta principal a ser respondida é: de que modo as arrecadações de ICMS 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?

Assim, a hipótese central a ser estudada é a de que variações uniformes na taxa de câmbio nacional tem efeitos assimétricos, distintos, sobre a arrecadação de cada unidade da federação, dependendo da sua estrutura produtiva e de sua inserção no comércio internacional. Especificamente, será testada a hipótese de que uma variação na taxa de câmbio produz efeitos diferenciados sobre a variável “arrecadação de ICMS”, entre os estados, através do uso da metodologia VAR. Essa metodologia foi escolhida pois permite avaliar o impacto dinâmico das perturbações aleatórias sobre o sistema de variáveis, o que a torna particularmente útil e eficiente na previsão do comportamento futuro de séries temporais inter-relacionadas.

Os resultados demonstraram que as assimetrias nas respostas dos estados brasileiros frente a choques cambiais comuns foram confirmadas, posto que constatou-se a existência de impactos regionalmente diferenciados na amostra utilizada, com diferenças bastante acentuadas na intensidade e temporariedade das respostas. Estes resultados contribuem com essa frente de pesquisa, que são os impactos assimétricos de políticas macroeconômicas, tendo como nexos causais as heterogeneidades geográficas, além de trazer novos dados e conclusões sobre o tema.

O artigo divide-se em quatro seções, além desta introdução e das considerações finais. 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; na terceira seção é abordada 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.

## **2. 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, nenhum desses aborda o assunto com o prisma estudado neste artigo, qual seja, os efeitos potencialmente assimétricos do câmbio sobre a arrecadação de tributos de entes subnacionais 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. Eichengreen

(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. Constatou-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 baixas 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 *et al.* (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 *et al.* (2001) analisam os efeitos regionais das políticas comerciais para os 27 estados da federação, levando em consideração o comércio internacional de cada estado. 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 do 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. A pesquisa mostra 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 *et al.* (2010) avaliam as evidências da existência da Curva J<sup>1</sup> 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 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.<sup>2</sup> 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

---

<sup>1</sup> 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.

<sup>2</sup> 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.

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.

Neste trabalho, serão avaliados os efeitos assimétricos sobre os estados brasileiros produzidos pela variação comum na taxa de câmbio da economia utilizando-se a metodologia VAR, entretanto, diferentemente dos estudos citados acima, utilizaremos como variável de estudo, a arrecadação de ICMS, tendo como objetivo ter uma visão mais sistêmica sobre os efeitos dessas variações sobre o desempenho da arrecadação desse tributo nos estados brasileiros.

### **3. Metodologia**

#### **3.1. Evidências empíricas com modelos VAR**

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 Auto-Regressivos (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.

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 que avaliam a sensibilidade da produção industrial e 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. 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 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.

Assim, a metodologia consistirá na utilização de modelos VAR, pois permitem analisar a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema macroeconômico 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.

Genericamente, os modelos de estudo são os seguintes:



$$X_t = A_1.X_{t-1} + \dots + A_k.X_{t-k} + \phi D_t + u_t \quad (1)$$

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

Serão estimados 27 modelos VAR, um modelo independente para cada um dos vinte e sete estados analisados. A partir da estimação, são avaliados os comportamentos das funções impulso-resposta (FIR), 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 às variações cambiais e seus efeitos no tempo e no espaço.

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

### 3.2. Variáveis Selecionadas

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 1997 a dezembro 2015, perfazendo um total de 228 observações. As séries foram deflacionadas utilizando-se o IGP-DI.

**Quadro 1 - Detalhamento das variáveis incluídas nos modelos<sup>4</sup>**

Variável	Fonte	Periodicidade
Taxa real de câmbio real/dólar	Ipea data. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)	01/1997 a 12/2015
Arrecadação do ICMS dos estados	CONFAB	01/1997 a 12/2015

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Para testarmos a presença de quebras estruturais no período, utilizamos o teste de Chow, disponível no programa econométrico. Os testes rejeitaram a hipótese de presença de quebras estruturais nos dados em primeira diferença, o que garante a estabilidade do sistema.

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

<sup>3</sup> Baseado em Enders (1995) e Lutkepohl (2006).

<sup>4</sup> A tabela 6, nos anexos, traz um quadro que mostra as principais estatísticas descritivas desses dados.

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

### 3.3. 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,<sup>6</sup> 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.

Os testes tiveram como resultados os mostrados na Tabela 1. Todas as séries são estacionárias em nível a 5% de significância, à exceção das séries para Paraíba e Pernambuco e do próprio câmbio real, que são estacionários apenas em primeira diferença, o que leva o VAR a ser construído em primeira diferença<sup>7</sup>.

**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
ICMS AC	-9.448548	-3.429745	0.0000			
ICMS AL	-9.181294	-3.429745	0.0000			
ICMS AM	-10.93628	-3.429745	0.0000			
ICMS AP	-7.945208	-3.429745	0.0000			
ICMS BA	-5.961471	-3.429745	0.0000			
ICMS CE	-4.791298	-3.429745	0.0004			
ICMS DF	-6.988333	-3.429745	0.0000			
ICMS ES	-8.342711	-3.429745	0.0000			
ICMS GO	-8.714668	-3.429745	0.0000			
ICMS MA	-6.425649	-3.429745	0.0000			
ICMS MG	-5.756024	-3.429745	0.0000			
ICMS MS	-3.221824	-3.429745	0.0000			
ICMS MT	-4.966225	-3.429745	0.0000			
ICMS PA	-4.966225	-3.429745	0.0000			
ICMS PB	-3.083802	-3.429745	0.1136	-31.19219	-3.429745	0,0000
ICMS PE	-2.551599	-3.429745	0.3020	-26.02493	-3.429745	0,0000
ICMS PI	-7.097244	-3.429745	0.0000			
ICMS PR	-10.45562	-3.429745	0.0000			
ICMS RJ	-6.741830	-3.429745	0.0000			
ICMS RN	-12.70492	-3.429745	0.0000			
ICMS RO	-4.617107	-3.429745	0.0000			
ICMS RR	-7.222495	-3.429745	0.0000			
ICMS RS	-9.930141	-3.429745	0.0000			
ICMS SC	-6.55748	-3.429745	0.0008			
ICMS SE	-9.783564	-3.429745	0.0000			
ICMS SP	-1.584014	-3.429745	0.0000			
ICMS TO	-5.854846	-3.429745	0.0000			
CÂMBIO REAL	-1.867331	-2.874086	0.3474	-10.36782	-2.886074	0,0000

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

<sup>6</sup> 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).

<sup>7</sup> Tendo em vista que o câmbio real faz parte de todos os modelos, mesmo aquelas séries que foram estacionárias em nível tiveram que ser diferenciadas, haja vista que a série de câmbio real foi estacionária apenas em I(1).

### 3.4. Cointegração e o teste de Johansen

O teste de cointegração visa determinar se há influências mútuas nas trajetórias de longo prazo de duas ou mais séries temporais e qual o número de vetores de cointegração que serão necessários ao sistema. Mais especificamente, esse teste permite determinar se as variáveis de interesse possuem ou não um relacionamento, um equilíbrio de longo prazo<sup>8</sup>.

Dentre os testes de cointegração, cujo objetivo é determinar se um grupo de variáveis não-estacionárias são cointegradas e se a combinação linear entre elas gera uma variável estacionária, o teste de Johansen é o mais utilizado. No teste, Johansen (1988) propõe duas estatísticas. A primeira (estatística do Traço) testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a  $r$ , contra a hipótese alternativa de que ele é maior que  $r$ . A segunda estatística (estatística do Máximo Autovalor) testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é  $r$ , contra a hipótese alternativa de que o número de vetores é  $r + 1$ .

Geralmente, adota-se apenas uma das estatísticas anteriormente descritas. Os resultados do teste, apresentados na tabela 2, dependem do número de *lags* da equação. Para a escolha do número de *lags*, Enders (1995) propõe que sejam estimados modelos VAR de diferentes ordens para as variáveis em nível objeto do teste e seja escolhido o número de defasagens igual à ordem do modelo com os menores valores para os critérios Akaike e Schwarz.

**Tabela 2: Resultados dos testes de Cointegração de Johansen**

Variável	Estatística do Traço	Valor Crítico 5%	P-valor*	Variável	Estatística do Traço	Valor Crítico 5%	P-valor*
ICMS AC	51.28335	18.39771	0,0000	ICMS PA	18.84556	18.39771	0,0433
ICMS AL	23.16531	18.39771	0,0099	ICMS PB	18.49916	18.39771	0,0484
ICMS AM	24.34344	18.39771	0,0065	ICMS PE	20.84504	18.39771	0,0223
ICMS AP	31.46070	18.39771	0,0004	ICMS PI	18.44695	18.39771	0,0492
ICMS BA	40.73236	18.39771	0,0000	ICMS PR	35.85242	18.39771	0,0001
ICMS CE	22.47264	18.39771	0,0127	ICMS RJ	21.15856	18.39771	0,0291
ICMS DF	55.40937	18.39771	0,0000	ICMS RN	18.77562	18.39771	0,0433
ICMS ES	74.48555	18.39771	0,0001	ICMS RO	23.88521	18.39771	0,0077
ICMS GO	28.19127	18.39771	0,0016	ICMS RR	20.66253	18.39771	0,0237
ICMS MA	23.19196	18.39771	0,0099	ICMS RS	35.06389	18.39771	0,0001
ICMS MG	21.07433	18.39771	0,0206	ICMS SC	25.49098	18.39771	0,0043
ICMS MS	20.25287	18.39771	0,0273	ICMS SE	29.74324	18.39771	0,0099
ICMS MT	34.26480	18.39771	0,0001	ICMS SP	28.74017	18.39771	0,0013
				ICMS TO	22.54939	18.39771	0,0124

Hipótese nula: ausência de Cointegração.  
\* Denota rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

Fonte: elaboração do autor com dados da pesquisa.

Para os dados em análise, após a aplicação do teste, como definido acima, houve cointegração entre as variáveis para todas as séries (para todos os estados), como mostra a tabela 2.

<sup>8</sup> A definição formal de Cointegração encontra-se em Engle e Granger (1987).

### 3.5. Causalidade e o teste de Granger

O teste de causalidade proposto por Granger (1969) visa superar as limitações do uso de simples correlações entre variáveis, pois correlação não implica por si só em causalidade (relação de causa e efeito). Assim, uma variável X causa outra variável Z no sentido de Granger se a observação de X no presente ou no passado ajuda a prever os valores futuros de Z para algum horizonte de tempo.

A esse respeito, Carneiro (1997) afirma que a identificação de uma relação estatística entre duas ou mais variáveis, por mais forte que seja, não pode estabelecer uma relação causal entre elas. Para ele, qualquer relação de causalidade deve se originar de fora da estatística, baseando-se, fundamentalmente em uma teoria já estabelecida.

A relação de causalidade entre as variáveis é fundamental dentro da análise de séries temporais, pois apesar de a análise de regressão lidar com dependência de uma variável em relação a outras, esta dependência não implica relação de causalidade. Como o futuro não pode prever o passado, se a variável X causa (no sentido Granger) a variável Y, então mudanças em X devem preceder mudanças em Y.

Em termos formais, o teste envolve estimar as seguintes regressões<sup>9</sup>:

$$X_t = \sum a_i Y_{t-i} + \sum b_i X_{t-i} + u_{1t} \quad (2)$$

$$Y_t = \sum c_i Y_{t-i} + \sum d_i X_{t-i} + u_{2t} \quad (3)$$

onde  $u_{it}$  são os resíduos que assume-se serem não-correlacionados.

A primeira equação postula que valores correntes de X estão relacionados a valores passados do próprio X assim como a valores defasados de Y; a segunda equação, postula um comportamento similar para a variável Y. Nada impede que as variáveis X e Y sejam representadas na forma de taxas de crescimento, o que aliás tem sido quase que a regra geral na literatura, uma vez que é difícil achar variáveis que sejam estacionárias em seus níveis (CARNEIRO, 1997).

Os resultados para o teste de causalidade de Granger, estão apresentados na tabela 3, abaixo. Houve causalidade no sentido de Granger para todas as variáveis, com significância de 5%, à exceção do estado do Amazonas, Maranhão, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Pará, Rondônia e Santa Catarina, que não são causados no sentido de Granger pelo câmbio real, ou seja, se a observação do câmbio real no presente (t) ou no passado (t-i) ajuda a prever os valores futuros da arrecadação de ICMS para algum horizonte de tempo, com 95% de confiança.

---

<sup>9</sup> Baseado em Carneiro (1997) e Enders (1995).

Tabela 3 – Testes de causalidade de Granger

Variável	Estatística F	P-valor*	LAGs	Variável	Estatística F	P-valor*	Lags
ICMS AC	4.13762	0.0172	2	ICMS PA	2.55493	0,1114*	1
ICMS AL	7.53199	0,0066	1	ICMS PB	2.45191	0,0348	2
ICMS AM	3.65150	0,0573*	1	ICMS PE	5.57583	0,0043	1
ICMS AP	4.18899	0,0419	1	ICMS PI	2.66944	0,0231	2
ICMS BA	3.91829	0,0490	1	ICMS PR	4.37589	0,0376	2
ICMS CE	4.28828	0,0395	1	ICMS RJ	7.65269	0,0061	1
ICMS DF	8.43601	0,0000	1	ICMS RN	2.78718	0,0416	3
ICMS ES	13.8336	0,0003	1	ICMS RO	3.54895	0,0699*	1
ICMS GO	4.96302	0,0269	1	ICMS RR	4.72086	0,0308	1
ICMS MA	3.56363	0,0604*	1	ICMS RS	6.59243	0,0109	1
ICMS MG	5.84981	0,0164	1	ICMS SC	2.34205	0,0560*	4
ICMS MS	0.46681	0,4952*	1	ICMS SE	5.50086	0,0199	1
ICMS MT	1.11779	0,2915*	1	ICMS SP	5.56651	0,0044	1
				ICMS TO	3.68255	0,0128	3

\* Denota rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

Fonte: elaboração do autor, com dados da pesquisa.

Além de ter permitido definir a presença ou não de causalidade entre as variáveis dos modelos, o teste de Granger foi um primeiro indicativo do número de defasagens para a estimação do VAR e das funções impulso-resposta. O número de defasagens será definido pelo teste de Schwarz, como apresentado posteriormente.

### 3.6. 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<sup>10</sup>.

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 4.

<sup>10</sup> A determinação do número de defasagens de um modelo dinâmico (lags) consiste em identificar o menor número de defasagens nas variáveis regressoras que devam ser incluídas no modelo de modo que ele explique adequadamente a variável resposta. Para mais informações ver Furlan (2009).

Tabela 4 - Seleção de defasagens do modelo – critério de Schwarz

Variável	Schwarz SC	Lag	Lag após correção de autocorrelação	Variável	Estatística do Traço	Lag	Lag após correção de autocorrelação
ICMS AC	26.98065	1	2	ICMS PA	30.94757	1	1
ICMS AL	29.08740	2	4	ICMS PB	28.45323	1	2
ICMS AM	30.41960	1	2	ICMS PE	30.25896	1	1
ICMS AP	26.77345	2	2	ICMS PI	28.40612	2	2
ICMS BA	32.49305	2	3	ICMS PR	33.18955	2	2
ICMS CE	30.58205	1	2	ICMS RJ	33.31690	2	4
ICMS DF	30.74307	3	3	ICMS RN	28.68844	2	2
ICMS ES	31.81826	1	1	ICMS RO	29.16858	1	1
ICMS GO	32.40200	2	2	ICMS RR	25.63088	2	2
ICMS MA	29.08322	1	1	ICMS RS	32.92073	2	2
ICMS MG	33.65226	2	2	ICMS SC	31.00406	2	2
ICMS MS	29.13454	1	1	ICMS SE	28.93310	2	2
ICMS MT	29.78517	1	1	ICMS SP	36.28683	2	2
				ICMS TO	26.52688	2	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.<sup>11</sup> Nos modelos em que houve evidência de autocorrelação, estimou-se um VAR de ordem (lag) superior até que a autocorrelação fosse eliminada.

#### 4. Análise dos resultados e Funções Impulso-Resposta (FIR)

A 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).

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 dinâmico das variáveis frente a choques exógenos no câmbio, por estado da federação.

##### 4.1. Efeitos Dinâmicos dos Choques Cambiais nos Estados Brasileiros

As funções impulso-resposta apresentadas na Figura 3, do apêndice, representam as respostas da arrecadação de ICMS 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

<sup>11</sup> Teste do multiplicador de Lagrange, usado para detectar a autocorrelação nos resíduos.

em todos os estados, contudo, ao se avaliar a resposta em cada estado, percebe-se que os efeitos são bastante diferenciados na sua intensidade e temporariedade.

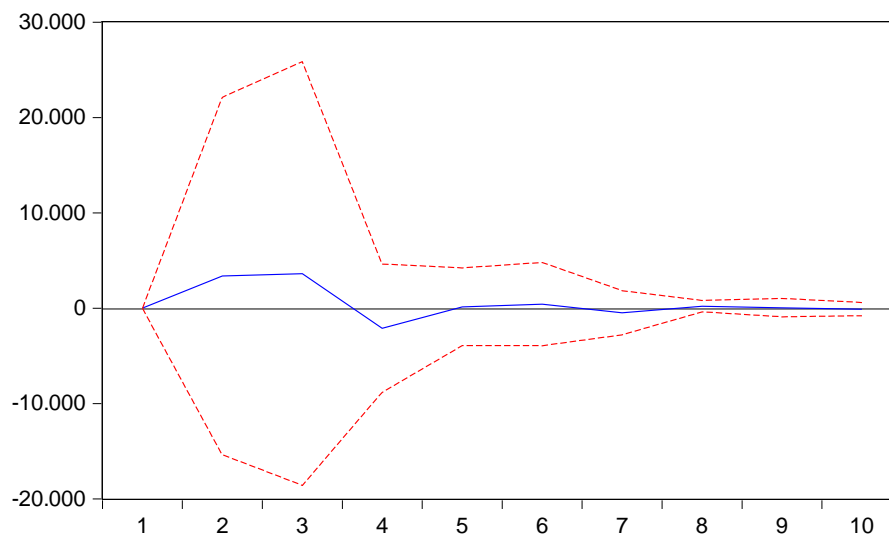
A maioria das respostas da arrecadação do ICMS ao impulso dado no câmbio real foi negativa. Vinte e um dos 27 estados brasileiros tiveram esse padrão de resposta ao choque exógeno na variável de impulso, sendo as respostas significativas e estatisticamente diferentes de zero. Amazonas, Espírito Santo, Goiás, Maranhão, Mato Grosso do Sul e Paraná foram os estados que destoaram desse padrão de respostas, apresentando variações positivas na arrecadação do ICMS estadual como respostas a desvalorizações cambiais.

Dentre os estados que retornaram respostas não convencionais para variações na arrecadação do ICMS, o padrão de temporariedade das respostas foi entre 2 e 3 meses de duração do choque, ou seja, a variável ICMS teve seu pico de resposta positiva entre 2 e 3 meses após o choque no câmbio real, 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  $\pm$  2 S.E.

Response of PR\_SA1D to CAMBIOREAL1D



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

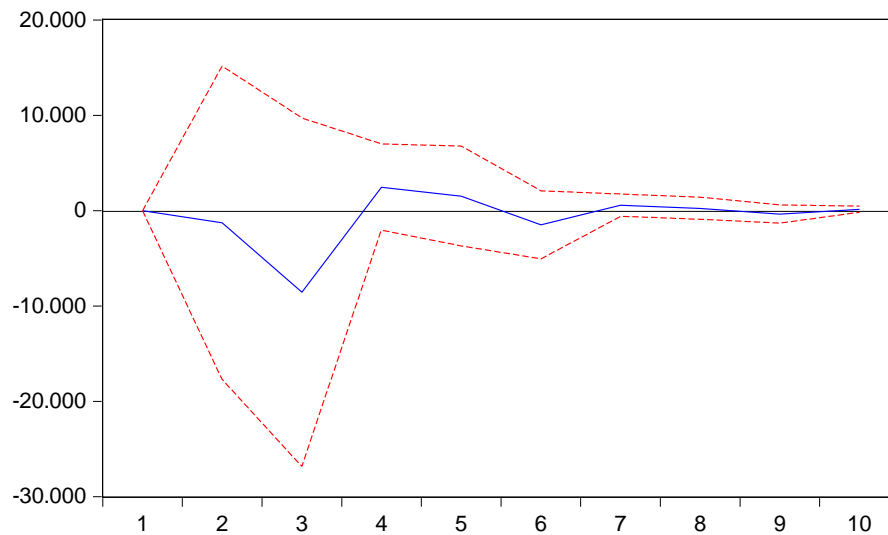
Acre, Alagoas, Amapá, Bahia, Ceará, Distrito Federal, Minas Gerais, Mato Grosso, Pará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte, Rondônia, Roraima, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Sergipe, São Paulo e Tocantins são os estados que apresentam uma resposta convencional às desvalorizações na taxa de câmbio real, ou seja, há quedas na arrecadação de ICMS, frente a um choque cambial de um desvio-padrão, com o ponto de inflexão sendo atingido entre dois e três meses após o choque. Pode-se observar também que o efeito

*overshooting* aparece nos estados do CE, DF, PE, PI, RN, RR, RS, SC, SE, SP e TO. 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.

Response of RS\_SA1D to CAMBIOREAL1D



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Em termos do tamanho do efeito, o modelo apresentou variações entre -1,9% e +1,1% para choques de um desvio-padrão no câmbio real. Os efeitos mais pronunciados aparecem nos estados do Norte e Nordeste, com variações na arrecadação entre -1,9% e -0,7% (AC, PI, SE, SP, RN, AP, TO, DF, PE), como pode ser visto na tabela 5. Nesse grupo, a exceção é SP, que não se localiza naquelas regiões mas teve variação na arrecadação de ICMS bastante pronunciada.

No grupo de estados que apresentaram respostas intermediárias à variação de um desvio-padrão no câmbio, temos SC, CE, RR, RS, AL, RJ, PA, MG, MT, BA, RO, PB com variações entre -0,6% e -0,2%, como pode ser visto na tabela 5. Neste grupo, há representantes de todas as regiões brasileiras, não permitindo assim tirarmos conclusões acerca da assimetria das respostas entre as regiões brasileiras.

Na outra ponta, os estados que apresentaram respostas positivas às variações do câmbio, temos respostas entre 0,1% e 1,1% para PR, MS, MA, AM, GO e ES. Nesse grupo, o destaque é o estado do PR, que é um dos cinco estados com maior arrecadação de ICMS do Brasil, e apresentou respostas pouco sensíveis de sua arrecadação de ICMS às variações na taxa de câmbio real.



**Tabela 5 – Resultados do Modelo VAR**

<b>Estados</b>	<b>Média ICMS período / importações</b>	<b>Importações / PIB 2013</b>	<b>Efeitos do VAR</b>
Acre	1%	0,3	-1,9%
Piauí	4%	2,5	-1,2%
São Paulo	84%	55,3	-1,1%
Sergipe	13%	7,7	-1,1%
Rio Grande do Norte	8%	4,9	-1,1%
Tocantins	8%	4,6	-0,9%
Amapá	5%	2,0	-0,9%
Distrito Federal	75%	24,4	-0,8%
Pernambuco	73%	50,2	-0,7%
Santa Catarina	149%	85,3	-0,6%
Ceará	47%	31,8	-0,6%
Rio Grande do Sul	59%	39,7	-0,5%
Alagoas	41%	26,0	-0,5%
Roraima	5%	2,2	-0,5%
Rio de Janeiro	91%	42,3	-0,4%
Minas Gerais	43%	28,3	-0,4%
Mato Grosso	29%	21,0	-0,4%
Pará	27%	13,6	-0,4%
Bahia	67%	50,2	-0,3%
Rondônia	39%	30,1	-0,3%
Paraíba	18%	12,1	-0,2%
Paraná	101%	54,3	0,03%
Mato Grosso do Sul	88%	70,0	0,2%
Amazonas	183%	138,7	0,4%
Maranhão	74%	36,4	0,4%
Goiás	53%	34,5	0,6%
Espírito Santo	85%	63,2	1,1%
<b>Correlação de Person com efeitos do VAR</b>	<b>0,51</b>	<b>0,55</b>	<b>1,00</b>

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Quanto aos prováveis motivos que levam os estados a apresentarem diferentes comportamentos frente a um choque comum no câmbio, nossa hipótese principal é a de que estados que tem um menor índice de importações são mais afetados pelo câmbio, haja vista a importação ser fato gerador de ICMS. Já as exportações são totalmente desoneradas do pagamento desse tributo pela Constituição Federal de 1988.

Como pode ser observado na tabela 5, os maiores efeitos negativos se deram justamente naqueles estados com baixa participação relativa das importações no seu PIB, ou seja, os resultados negativos aparecem mais pronunciadamente onde há baixo coeficiente de importações na economia local. Já aqueles estados que apresentam participação relativamente grande das importações na sua economia, apresentaram efeitos pequenos, ou até mesmo positivos, como é o caso de AM, SC, PR e RJ.

Esse comportamento indica que outros canais de transmissão do câmbio para a arrecadação estão agindo nos estados brasileiros, que não diretamente a tributação dos produtos importados do exterior pelo ICMS. Entre esses possíveis canais de transmissão das variações do câmbio para a arrecadação de ICMS, podemos citar: o dinamismo das economias regionais, haja vista que os dados demonstram que pequenas economias tem efeitos mais pronunciados do que as grandes

economias estaduais e também a chamada ‘guerra fiscal’ mais especificamente a ‘guerra dos portos’, haja vista que estados que participam ativamente desta ‘guerra’, como Santa Catarina, estão entre aqueles mais atingidos negativamente pelos efeitos do câmbio.

## 5. Considerações Finais

O objetivo geral do artigo foi averiguar se a política de câmbio produz resultados assimétricos sobre a arrecadação de ICMS dos diferentes estados brasileiros. Com base nos resultados, as assimetrias nas respostas frente a choques macroeconômicos comuns foram confirmadas, já que são constatados impactos regionalmente diferenciados na amostra utilizada, comprovando que características como diversidade econômica, 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, no geral 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 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.

Já no grupo de estados com baixa sensibilidade à taxa de câmbio, destacam-se os estados do Sul e Sudeste, com participações relativamente grandes no total de importações nacionais, bem como grande participação no PIB nacional, além de possuir estruturas produtivas bem desenvolvidas, com boa diversidade produtiva.

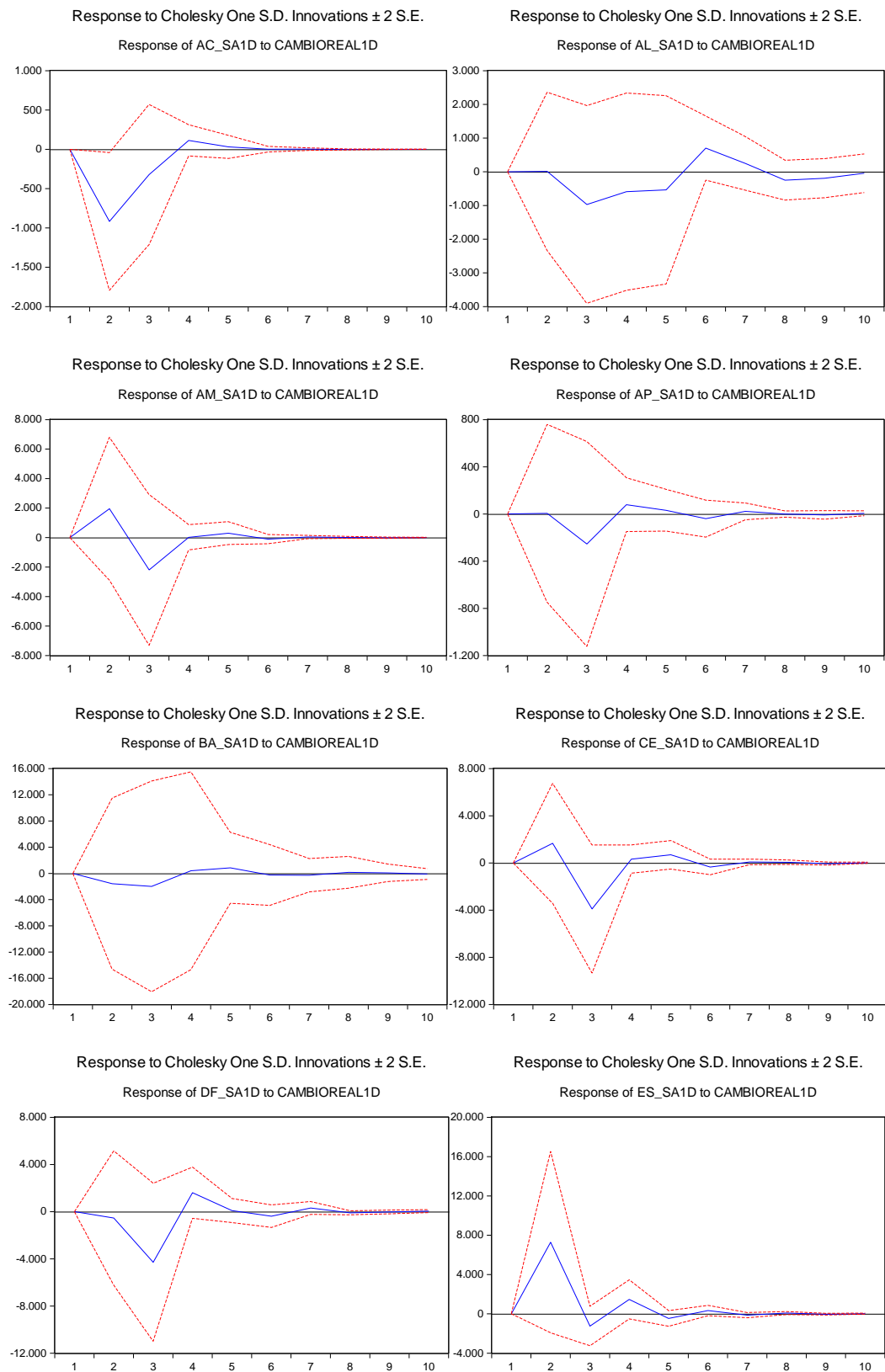
Esse comportamento demonstrado na pesquisa é condizente com os estudos de Ramos *et al.* (2001), que apontam que regiões em que a diversidade produtiva se restringe a poucas atividades, onde há forte concentração do valor adicionado em poucas indústrias, sentirão o impacto por mais tempo e de forma mais 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.

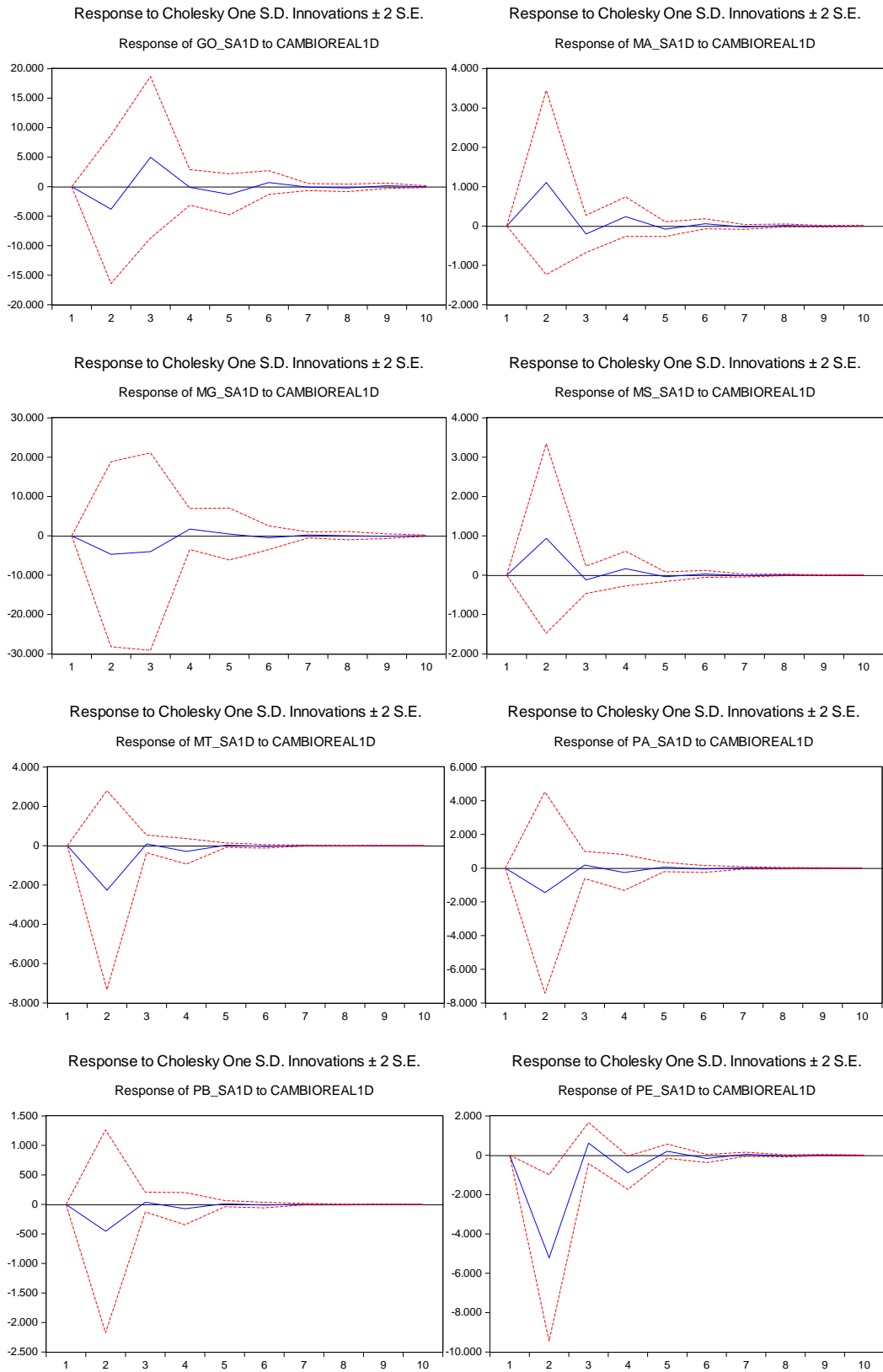
Os resultados deste trabalho podem abrir uma nova frente de pesquisa, até agora não abordada na literatura nacional conhecida, que são os efeitos assimétricos de choques cambiais com perspectiva regional, mas, além disso, suas consequências e possíveis medidas para amenizar tais efeitos, além de trazer 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, nº 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 especial*. 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).
- Conselho Nacional de Política Fazendária – CONFAZ. Disponível em <https://www.confaz.fazenda.gov.br/legislacao/boletim-do-icms>. Acessado em: 06/04/2016.
- EICHENGREEN, B. *Is Europe an optimum currency area?* Cambridge, MA: University of California, Working Paper, n. 3579, 1991.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley e Sons, 1995.
- FONSECA, M. W. *Impactos Diferenciados da Política Monetária*. Cascavel. Edunioeste, 2003.
- FURLAN, Camila Pedrozo Rodrigues. Especificação do tamanho de defasagem de um modelo dinâmico. Dissertação de Mestrado. Programa de Pós-Graduação em Economia. UFSCAR, 2009. 116p.
- HADDAD, E. A.; DOMINGUES, E. P.; PEROBELLI, F. S. Impactos setoriais e regionais da integração. Brasília, DF: Ipea, p. 235-278. 2001.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. *Ipeadata*. Disponível em: <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>. Acesso em: 28/02/2016.
- 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, agosto de 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 de 2010. (Texto para Discussão, n. 254).
- MYRDAL, G. *Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas*. 2. ed. Rio de Janeiro: Saga, 1968.
- 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.
- RAMOS, R.; OLLERO, J. L.; SURINACH, J. Macroeconomic Implications of EMU at the Regional Level. In: CONGRESS OF THE EUROPEAN REGIONAL SCIENCE ASSOCIATION, 41, 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 de 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. 01-19.
- WYPLOSZ, C. *Regional Exchange rate arrangements: lessons from Europe for East Asia*. Geneva: CEPR, October 2002. (Working Paper, nº. 116).

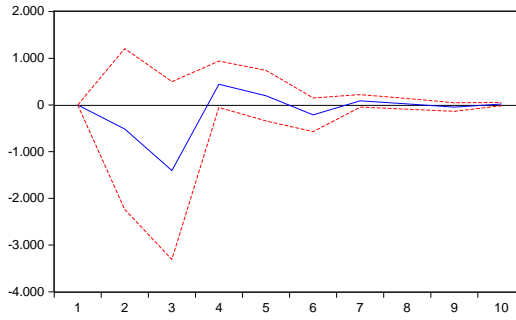
**Figura 3 – Funções impulso-resposta do VAR**





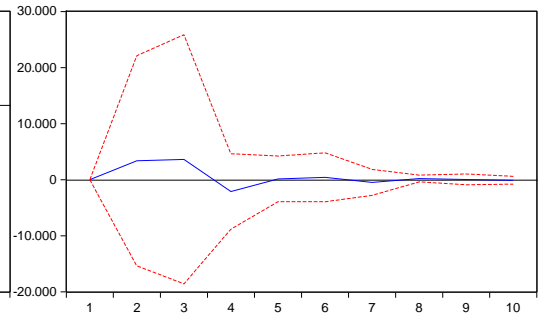
Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

Response of PI\_SA1D to CAMBIOREAL1D



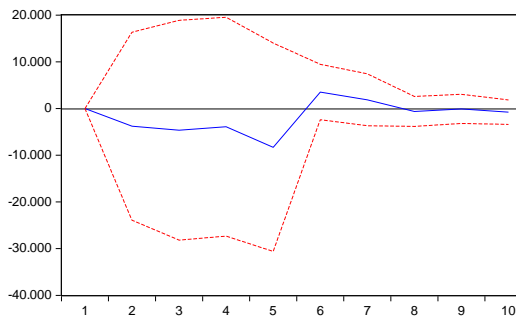
Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

Response of PR\_SA1D to CAMBIOREAL1D



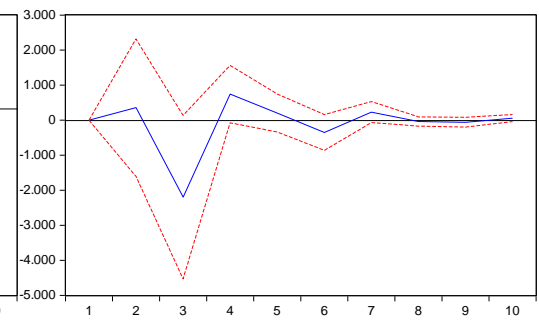
Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

Response of RJ\_SA1D to CAMBIOREAL1D



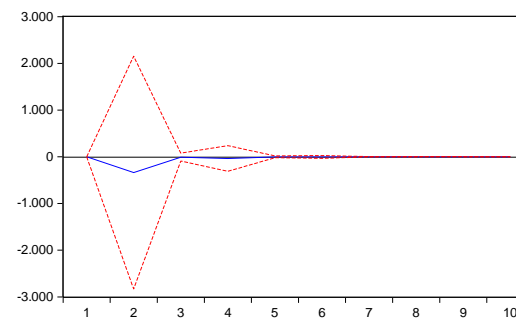
Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

Response of RN\_SA1D to CAMBIOREAL1D



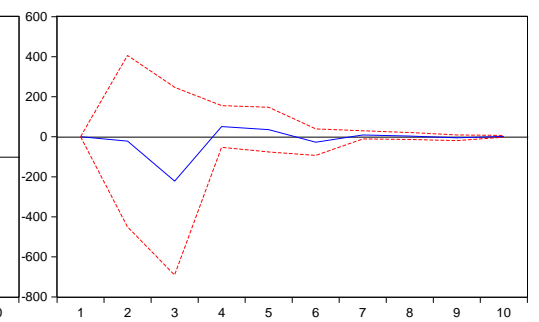
Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

Response of RO\_SA1D to CAMBIOREAL1D



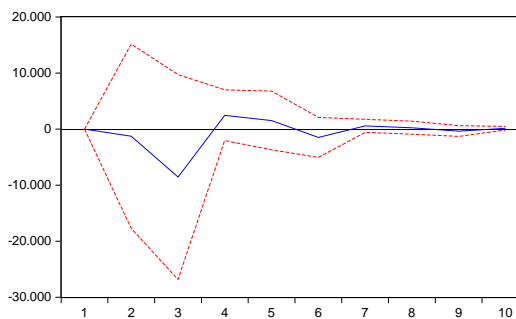
Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

Response of RR\_SA1D to CAMBIOREAL1D



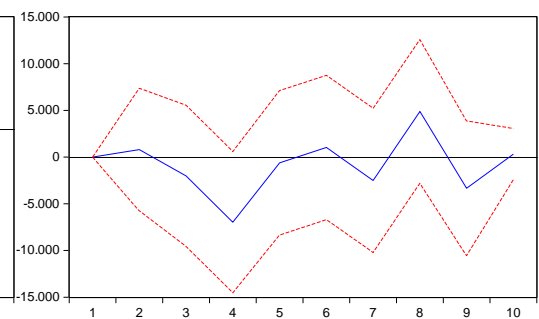
Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

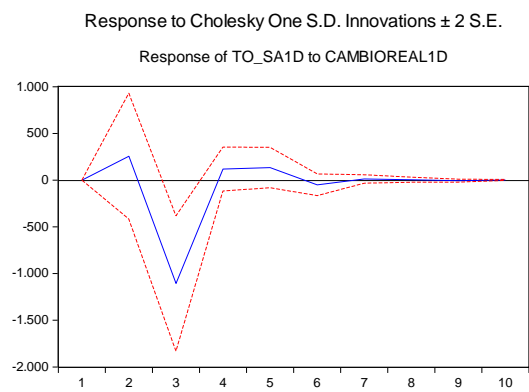
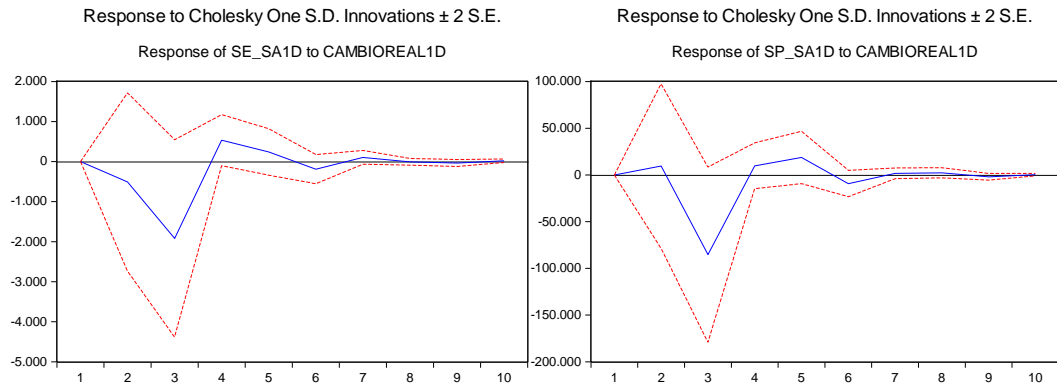
Response of RS\_SA1D to CAMBIOREAL1D



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

Response of SC\_SA1D to CAMBIOREAL1D





Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Tabela 6 – Estatísticas Descritivas da Arrecadação de ICMS

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão	Skewness <sup>12</sup>	Kurtosis <sup>13</sup>	Jarque-Bera <sup>14</sup>	Probabilidade	Observações
AC	52.082	52106.03	108781.9	15669.40	21576.75	0.281473	2.149333	9.885154	0.007136	228
AL	195.640	187187.8	356816.6	116709.1	53784.22	0.351251	1.839394	17.48488	0.000160	228
AM	524.669	503532.5	858888.5	276670.6	133203.1	0.372373	2.015260	14.48142	0.000717	228
AP	44.559	41580.93	103476.0	15190.55	20082.02	0.616166	2.346615	18.48275	0.000097	228
BA	1.268.526	1252234.	2226991.	875511.9	260199.0	0.506701	2.637385	11.00549	0.004076	228
CE	615.507	555410.8	924774.2	407099.7	150907.9	0.590222	1.932403	24.06549	0.000006	228
DF	478.093	482736.6	771673.9	316907.5	103403.7	0.287884	2.154508	9.940465	0.006942	228
ES	726.639	764764.5	1147493.	301554.3	168676.3	-0.106906	1.976738	10.38141	0.005568	228
GO	818.413	724173.9	1580198.	463057.7	252131.0	0.831429	2.647960	27.44576	0.000001	228
MA	275.744	271116.5	496494.7	115526.1	105225.8	0.301837	1.735750	18.64614	0.000089	228
MG	2.655.946	2583718.	4595721.	1658827.	595015.2	0.364425	2.021028	14.15128	0.000845	228
MS	458.308	455927.0	727052.3	195206.8	154170.6	0.080856	1.634881	17.95216	0.000126	228
MT	538.763	548770.2	808978.3	257309.2	150336.7	-0.104310	1.833744	13.33492	0.001272	228
PA	512.124	494313.3	1120613.	240857.3	191242.8	0.608800	2.510551	16.36003	0.000280	228
PB	257.581	233719.7	440082.0	163368.9	75474.59	0.802967	2.431472	27.57136	0.000001	228
PE	802.417	734425.2	1233459.	505876.0	230847.6	0.518599	1.676695	26.85571	0.000001	228
PI	173.819	160248.3	316454.7	93624.09	63404.55	0.518746	1.859668	22.57909	0.000013	228
PR	1.484.606	1419831.	3228838.	819434.1	376258.9	0.879284	4.115029	41.19056	0.000000	228
RJ	2.422.025	2306216.	3422336.	1764991.	381490.8	0.549667	2.369291	15.26014	0.000486	228
RN	281.415	278950.9	428241.6	152388.4	79118.68	0.309173	1.857954	16.02290	0.000332	228
RO	198.883	199462.6	345214.5	85938.75	63833.17	0.053507	1.776164	14.33766	0.000770	228
RR	36.450	33747.24	62590.65	16147.73	12403.63	0.281851	1.809535	16.48220	0.000264	228
RS	1.853.677	1.768.725	2.594.430	1.180.514	340.991	0.417461	2.005942	16.00986	0.000334	228
SC	1.021.378	932277.0	1605476.	674148.9	261878.5	0.518757	1.890711	21.91611	0.000017	228
SE	178.542	166772.3	304378.9	86986.88	48178.58	0.629198	2.163285	21.69470	0.000019	228
SP	9.330.857	8796552.	14868083	5878447.	1630434.	0.420994	2.141968	13.72907	0.001044	228
TO	113.236	108117.9	189018.9	50540.40	36888.35	0.349469	2.191448	10.85157	0.004402	228
Câmbio	135.5584	127.6298	241.7898	91.08562	32.41324	0.803046	2.803947	24.87070	0.000004	228

Fonte: elaboração dos autores com dados da pesquisa.

OBS. Valores para a média em milhões de R\$, exceto para SP, RJ, MG, BA, RS, SC e PR que está em bilhões e para o índice do câmbio.

<sup>12</sup> A obliquidade (Skewness) mede a assimetria das caudas da distribuição. As distribuições assimétricas são aquelas que têm um dos lados da distribuição (abaixo ou acima da média) com mais elementos que o outro, enquanto as distribuições simétricas tem obliquidade igual a zero (existe o mesmo número de sujeitos acima e abaixo da média). Se o valor da obliquidade for maior que zero, isso quer dizer que essa distribuição tem uma lado esquerdo (valores abaixo da média) com mais elementos, se o valor for inferior a zero, então a distribuição tem o lado direito (valores acima da média) com mais elementos.

<sup>13</sup> A curtose (Kurtose) mede o grau de achatamento da curva. As distribuições achatadas têm uma maior dispersão de valores pelos extremos da curva e as distribuições altas têm uma maior concentração de valores em torno da média (centro da curva).

<sup>14</sup> O teste de Jarque-Bera tem como hipótese nula a normalidade. Assim, se o p-valor for menor do que 5% (ou 10%),  $p < 0,05$  ( $p < 0,10$ ), então o autor rejeita a normalidade. Já se  $p > 0,05$ , aceita-se a normalidade. Na nossa distribuição, podemos notar que todas tem distribuição normal.