



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ – UFC
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E
CONTABILIDADE – FEAAC
PROGRAMA DE ECONOMIA PROFISSIONAL – PEP

MÁRCIO CARDEAL QUEIROZ DA SILVA

UMA INVESTIGAÇÃO DA HIPÓTESE DE GUERRA FISCAL ENTRE AS
ECONOMIAS DO NORDESTE SOB A ÓTICA DO EMPREGO E DA
ARRECADAÇÃO

FORTALEZA

2012

MÁRCIO CARDEAL QUEIROZ DA SILVA

UMA INVESTIGAÇÃO DA HIPÓTESE DE GUERRA FISCAL ENTRE AS
ECONOMIAS DO NORDESTE SOB A ÓTICA DO EMPREGO E DA
ARRECADAÇÃO

Dissertação submetida à Coordenação do Programa de Economia Profissional – PEP, da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Economia do Setor Público.

Orientador: Prof. Dr. Andrei Gomes Simonassi

FORTALEZA

2012

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Sistema de Bibliotecas
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

S581i Silva, Márcio Cardeal Queiroz da.

Uma investigação da hipótese de guerra fiscal entre as economias do Nordeste sob a ótica do emprego e da arrecadação / Márcio Cardeal Queiroz da Silva. – 2012.

47 f. : il. color.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Mestrado Profissional em Economia do Setor Público, Fortaleza, 2012.

Orientação: Prof. Dr. Andrei Gomes Simonassi.

1. Arrecadação. 2. Emprego. 3. Guerra fiscal. 4. Causalidade de Granger. I. Título.

CDD 330

MÁRCIO CARDEAL QUEIROZ DA SILVA

UMA INVESTIGAÇÃO DA HIPÓTESE DE GUERRA FISCAL ENTRE AS
ECONOMIAS DO NORDESTE SOB A ÓTICA DO EMPREGO E DA
ARRECADAÇÃO

Dissertação submetida à Coordenação do Programa de Economia Profissional – PEP, da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Economia do Setor Público.

Aprovada em: **9 de fevereiro de 2012.**

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Andrei Gomes Simonassi (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Almir Bittencourt da Silva
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Ricardo Brito Soares
Universidade Federal do Ceará (UFC)

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, a Deus pela vida.

Aos meus pais por terem me proporcionado, sempre, ensino de boa qualidade e também por me educarem com valores pautados pela ética e verdade, alicerce da formação do meu caráter.

A minha esposa, Fernanda; meus filhos, Diogo e Sofia, por entenderem minha ausência devido aos compromissos com o curso e durante a elaboração desse trabalho.

Aos colegas do Mestrado, com os quais dividi as alegrias e angústias do curso.

Aos funcionários do CAEN, pelos quais sempre fui muito bem atendido.

Aos professores do CAEN, pelos ensinamentos prestados.

Ao Prof. Dr. Andrei Gomes Simonassi, meu orientador, pela condução adequada na elaboração dessa dissertação.

E a todos que, direta ou indiretamente, contribuíram para a realização desse trabalho.

RESUMO

O estudo analisa o saldo de emprego da indústria de transformação e a arrecadação da receita do ICMS para os Estados do Ceará, de Pernambuco e da Bahia, considerando a possibilidade da ocorrência de Guerra Fiscal entre as três maiores economias do Nordeste. Dados mensais no período de maio/2003 a março/2011, para a arrecadação de ICMS e para as admissões e demissões na indústria deram suporte à estimação de modelos vetoriais autoregressivos e à realização de testes de causalidade cujos resultados permitem inferir que não há indícios de impactos de uma eventual Guerra Fiscal entre as economias analisadas.

Palavras-chave: arrecadação; emprego; guerra fiscal; causalidade de Granger.

ABSTRACT

This study analyses the balance of employment in the manufacturing and the taxation of ICMS in Ceará, Pernambuco and Bahia regarding the possibility of a Tax War occurring between the three largest Brazilian northeastern economies. Monthly data for the difference between industry admissions and dismissals and of taxation of ICMS for the period comprising May/2003 to March/2011 allow us to estimate vector autoregressions and causality tests whose results suggest that we have no evidence of a Tax War among the related economies.

Keywords: taxation; employment; tax war; Granger causality.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Indicador de Emprego para Ceará, Pernambuco e Bahia, 2004-2010.....	19
Gráfico 2 - Indicador de Arrecadação para Ceará, Pernambuco e Bahia, 2004-2010.....	20
Gráfico 3 - IE _{CE} X Indicador de Arrecadação para Ceará, Pernambuco e Bahia, 2004-2010.....	21
Gráfico 4 - IE _{PE} X Indicador de Arrecadação para Ceará, Pernambuco e Bahia, 2004-2010.....	22
Gráfico 5 - IE _{BA} X Indicador de Arrecadação para Ceará, Pernambuco e Bahia, 2004-2010.....	23

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Evidências para os Indicadores de Emprego (IE) e Arrecadação (IA).....	18
Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária.....	31
Tabela 3 - Estimação do VAR.....	32
Tabela 4 - Teste de Causalidade de Granger e Coeficiente de Correlação.....	34

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	9
2	REVISÃO DA LITERATURA.....	12
3	EVIDÊNCIA EMPÍRICA.....	17
4	ASPECTOS METODOLÓGICOS.....	25
4.1	Base de dados.....	25
4.2	Metodologia econométrica.....	25
4.2.1	<i>Teste de raiz unitária</i>	26
4.2.2	<i>Vetores Autorregressivos (VAR)</i>	27
4.2.3	<i>Causalidade de Granger e correlação</i>	29
4.2.4	<i>Função resposta a impulso</i>	30
5	RESULTADOS.....	31
5.1	Teste de raiz unitária.....	31
5.2	Vetores Autorregressivos (VAR).....	31
5.3	Causalidade de Granger e correlação entre as séries.....	33
5.4	Análise Ceará versus Pernambuco.....	35
5.5	Análise Ceará versus Bahia.....	36
5.6	Análise Pernambuco versus Bahia.....	36
5.7	Análise a partir das funções resposta a impulso.....	37
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	38
	REFERÊNCIAS.....	39
	APÊNDICE A – VALORES ESTIMADOS DOS COEFICIENTES DOS VAR/VEC.....	41
	APÊNDICE B – FUNÇÕES RESPOSTA A IMPULSO.....	44

1 INTRODUÇÃO

Um dos grandes problemas da economia é a máxima de que os recursos são escassos e as necessidades são sempre ilimitadas. No setor público, há muito tempo verifica-se que os gastos públicos dos Entes Federados no Brasil apresentam crescimento ininterrupto, devido à ineficiência da qualidade deste gasto. De encontro a esses gastos, surge a necessidade cada vez maior de se obter recursos financeiros suficientes para atender essa demanda, quase sempre, sem controle.

À exceção da maioria dos municípios brasileiros que sobrevivem das transferências constitucionais, diga-se Fundo de Participação dos Municípios – FPM, a fonte dos recursos financeiros de vários Entes Federados é composta, essencialmente, pelos tributos. No caso dos Estados, com uma estrutura (poder) de arrecadação significativa, a principal fonte de recurso é a receita advinda do Imposto sobre Operações relativas à Circulação de Mercadorias e sobre Prestações de Serviços de Transporte Interestadual, Intermunicipal e de Comunicação - ICMS, o qual é espécie do gênero tributo.

Devido à necessidade em incrementar suas receitas, cuja fonte primordial é a proveniente do ICMS, os Estados tentam, a todo custo, atrair investimentos para si, independente dos prejuízos causados a outros Estados e ao próprio país como um todo. Decorre do acirramento deste processo de barganha no qual os governos estaduais participam em busca por mais recursos, a Guerra Fiscal, no caso uma disputa por uma maior parcela do ICMS.

Nessa guerra fiscal, os governos estaduais ofertam aos contribuintes uma série de benefícios que afetam a própria arrecadação daquele imposto sobre mercadorias, o ICMS, mas visando atrair uma contribuição que, em tese, iria para outro ente. Essa guerra, que já se instalou há algumas décadas, influencia diretamente o setor industrial dos estados, pois o fato incentivo fiscal passa a se tornar variável decisória para um investidor que deseje instalar uma nova indústria.

Além da já citada guerra fiscal do ICMS, a qual se pode caracterizá-la de tradicional, estudos do Departamento de Competitividade e Tecnologia da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo – DECOMTEC/FIESP – apontam para outra face dessa guerra. A valorização do Real frente às outras moedas favorecendo a importação, a altíssima carga tributária e as elevadas taxas de juros, tudo isso são fatores que por si só já dificultam os investimentos por parte da indústria nacional.

Para aumentar a dificuldade do setor produtivo do Brasil, os estados, principalmente na década passada, deram início a uma nova guerra: a Guerra Fiscal do ICMS na importação.

Segundo o artigo Custos Econômicos e Sociais da Guerra Fiscal do ICMS na Importação publicado pelo DECOMTEC/FIESP, alguns estados brasileiros estão incentivando as importações de alguns produtos industrializados através do diferimento ou na postergação do prazo de pagamento do ICMS de importação. Essa manobra dos estados visa gerar uma maior movimentação em seus portos e, posteriormente, uma maior arrecadação desse mesmo imposto.

Se a já denominada guerra fiscal do ICMS tradicional transferia empregos da indústria de um estado brasileiro para outro, a guerra fiscal do ICMS na importação transfere empregos do Brasil para outros países, o que implicaria em enormes prejuízos para o parque industrial brasileiro. Com o incentivo à importação, a indústria nacional tende a evitar novas contratações de funcionários ou até pode dar início a um processo de demissões, procedimentos estes que não beneficiam o país. Dados do estudo contemplam que o custo para a economia brasileira, direta ou indiretamente, foi em torno de 771 mil empregos na indústria de transformação, desde que essa guerra na importação começou até o final do ano de 2010.

Com o intuito de identificar uma possível ocorrência da Guerra Fiscal entre os Estados do Ceará, de Pernambuco e da Bahia, esse trabalho tem como objetivo verificar a inter-relação entre as séries formadas pelos saldos de emprego da indústria de transformação desses Estados. Adicionalmente, será verificado também que tipo de comportamento apresenta as variáveis compostas pela arrecadação de ICMS das três maiores economias do Nordeste.

Para a realização desse estudo, foram adotados modelos econométricos de vetores autorregressivos (VAR), combinados a testes de causalidade de Granger e, também, foram estimados coeficientes de correlação para revelar que tipo de associação as séries apresentavam. O conjunto dos resultados de tais procedimentos deu suporte à inferência acerca da possibilidade de guerra fiscal entre estados.

Diante do exposto, o presente trabalho foi dividido em seis partes, incluindo essa introdução. O próximo capítulo, o segundo, apresenta a revisão da literatura, apontando como, aos poucos, foram surgindo atitudes por partes dos governos, tanto federal quanto estadual, que dão margem à Guerra Fiscal, incluindo relato de trabalhos já realizados que tenham referência com o tema abordado. No terceiro

capítulo será apresentada a evidência empírica, com a análise de gráficos, argumentando-se sobre a possibilidade de Guerra Fiscal entres os Estados selecionados. No quarto capítulo discute-se sobre a metodologia econométrica aplicada ao trabalho. O penúltimo capítulo, o quinto, descreve o que os resultados mostraram após a aplicação dos modelos e, por fim, o quinto capítulo traz as considerações finais sobre o trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

A guerra fiscal não é um evento recente no Brasil. Segundo Alves (2001), é um fenômeno permanente, o qual se encontra registros pelo menos desde a década de 60. Evidentemente, a forma como essa guerra vem sendo travada é que tem se modificado através das décadas.

Valentim (2003) cita que o sistema tributário brasileiro teve seu caráter nacional após a promulgação da Emenda Constitucional nº 18, de 1º de dezembro de 1965. Esse normativo, entre outras disposições, cria o Imposto sobre Circulação de Mercadoria (ICM) em substituição ao Imposto sobre Vendas e Consignações (IVC), sendo esses dois impostos de competência estadual.

Conforme Alves (2001), como o próprio IVC fora utilizado anteriormente como mecanismo de disputas por investimentos, a Lei 5.172/66 (Código Tributário Nacional – CTN) e o Ato Complementar de nº 34, de 30 de janeiro de 1967 continham dispositivos com o intuito de evitar novos conflitos com relação ao antigo ICM.

Viol (2000) explica que a aprovação do CTN em 1966 e a própria promulgação da Constituição de 1967 formaram a origem do atual sistema tributário nacional. Esse processo de reforma tributária pode ser mais facilmente implantado devido o Brasil, na época, encontrar-se sob um regime de governo com características autoritárias. Apesar dessa reforma demonstrar maior racionalidade para a tributação nacional, terminou por não representar um efetivo pacto social e federativo (Viol, 2000).

Fazendo referência ao imposto de competência dos Estados, o antigo ICM foi incorporado pela Constituição de 1967, em seu art. 24º, inciso II, cujo parágrafo 4º do mesmo artigo determinava que a alíquota deste imposto fosse uniforme para todas as mercadorias, onde o Senado Federal, através de resolução de iniciativa do Presidente da República, fixaria as alíquotas máximas para operações internas, interestaduais e para operações de exportações para o estrangeiro. Maciel (2011) recorda que essa uniformidade da alíquota do ICM acarretaria a concentração, na origem, da arrecadação nas operações interestaduais, o que favoreceria os estados mais ricos. Para evitar essa concentração, admitiram-se reduções da base de cálculo nestas operações. Como esse artifício poderia ser usado de forma desmedida pelos estados, dando prosseguimento aos atritos entre estes, foi criada a Lei Complementar nº 24, de janeiro de 1975.

A LC nº 24/75 trata sobre os convênios para concessões de isenções do imposto sobre circulação de mercadorias. Referida Lei proíbe isenções, concessões e qualquer tipo de outros incentivos relacionados ao imposto citado. Para a concessão de algum incentivo, é necessária a celebração de convênios que sejam ratificados pelos Estados e Distrito Federal. Os convênios serão celebrados em reuniões do Conselho de Política Fazendária – CONFAZ, e dependem da decisão unânime dos Estados. O CONFAZ é formado por representantes de todos os Estados e DF, sob a presidência de representantes do Governo Federal. A infração aos dispositivos da Lei implicará, cumulativamente, na nulidade do ato e a ineficácia do crédito fiscal atribuído ao estabelecimento recebedor da mercadoria, a exigibilidade do imposto não pago ou devolvido e a ineficácia da lei ou ato que conceda a remissão do débito correspondente; podendo, ainda, ser adicionado, a essas sanções, a presunção de irregularidade das contas do exercício, a cargo do Tribunal de Contas da União, e a suspensão dos repasses do Fundo de Participação dos Estados, entre outros.

De acordo com Valentim (2003), a estrutura tributária criada na década de 60 tinha como característica um sistema rígido e concentrador, onde o Governo Federal, por ser o maior detentor das competências tributárias, detinha a maior parte das receitas provenientes dos tributos cobrados à época, chegando a ponto de interferir na competência tributária dos outros entes, numa verdadeira afronta ao pacto federativo brasileiro.

Cardozo (2010) mostra que era prática recorrente da política fiscal centralizadora do governo militar a concessão de isenções de ICM por parte da União, que tinha como objetivo o direcionamento dos investimentos para regiões mais carentes do Brasil. Aponta, ainda, que essa elevação do poder do Governo Federal sobre o gasto público das outras esferas de governo, adequou as finanças públicas estaduais à centralização tributária. Cita dados que, entre os anos de 1965 a 1983, a parcela da receita tributária pertencente aos estados caiu de 30,8% para 20,6% do total arrecadado no país, enquanto que a União aumentou sua participação de 63,6% para 76,5%. A União tinha a possibilidade de alterar a capacidade de arrecadação dos outros entes, através de incentivos fiscais de tributos de competência das demais esferas de governo.

Para Valentim (2003), no final da década de 70 e início da década de 80, todo esse sistema anteriormente criado começou a ficar vulnerável, pois o país, além

de uma mudança em sua estrutura política, necessitava, também, de uma mudança na estrutura tributária.

Segundo Cardozo (2010), depois de 1985, o país passou por um processo de redemocratização, onde começou a se discutir sobre a criação de uma nova estrutura para o sistema tributário. Essa nova estrutura seria baseada na necessidade da recuperação da autonomia fiscal dos estados e municípios.

Dulci (2002) destaca que, com a desmontagem do regime autoritário de 1964, houve uma grande valorização da descentralização política e institucional. Esse movimento culminou com a promulgação da Constituição Federal de 1988. O sentido democrático expresso na Carta Magna de 88 é inegável, mas incentivou uma espécie de conduta de desvio quanto ao quadro tributário referente à federação, quando atribuiu a cada estado o poder de fixar as alíquotas do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS). A partir daí, estava preparada a base para o acirramento das disputas fiscais.

Roncaratti (2007), apud Prado e Cavalcanti (2000), descreve que o Estado brasileiro mudou de uma situação de extrema centralização decisória para um processo de descentralização política e fiscal, onde a velocidade dessa mudança foi maior do que a formatação de um arranjo institucional que conseguisse regular essa mudança; surgindo, portanto, a guerra fiscal, provocada por esse descompasso.

Com a Constituição de 88, o campo de competência da União foi diminuído em contrapartida do aumento do número de impostos dos estados e municípios. Essa descentralização fiscal resgatou alguns princípios do funcionamento do sistema federativo brasileiro, explica Cardozo (2010).

Dulci (2002) aponta que a partir do início da década de 90, a União começa a tomar uma série de medidas de orientação liberal, que se relacionam ao cenário de guerra fiscal. Assinala que a União passa a adotar uma atitude de abandono de políticas e de instrumentos de coordenação inter-regional, fazendo com que os estados passassem a disputar oportunidades e meios de desenvolvimento, cada um por si. Outro fato importante, diz respeito à abertura da economia brasileira, a partir da globalização. A relativa estabilidade econômica, proporcionada pelo Plano Real, fez com que corporações multinacionais incluíssem o Brasil no rol de países com grandes oportunidades de investimentos.

Cardozo (2010) relata que a guerra fiscal é fruto do vazio institucional no que se refere às políticas públicas de desenvolvimento regional promovidas pela

União, restando como alternativa aos estados a busca do desenvolvimento através de suas próprias políticas públicas, que visarão, evidentemente, o seu bem estar como ente individual e não levarão em conta as necessidades da nação como um todo.

Varsano (1997) registra que a guerra fiscal é travada à revelia da LC nº 24/75. É uma situação de conflito na Federação, pois enquanto um ente federado ganha, quando realmente ganha, impõe uma perda a outros entes federados. Defende, ainda, que a concessão de incentivos só seria justificada caso o investimento privado não fosse aproveitado em nenhuma outra parte do território da unidade, caso o incentivo não fosse concedido; que o investimento fosse, realmente, uma adição à economia da unidade; e os benefícios fossem apropriados, pelo menos em parte, pelos residentes da unidade, que são os que perdem com a ausência do fornecimento dos bens públicos, sendo esses benefícios superiores ao anterior uso dos recursos públicos.

Segundo Cerqueira (2007), a aplicação de programas de incentivos fiscais pelos estados é decorrente da alteração na atuação do governo federal na economia através do abandono dos projetos de desenvolvimento regional, dando a opção à cada ente federado de realizar esse desenvolvimento de forma isolada com vistas a atrair empresas ou estimular a modernização daquelas já instaladas no estado. Analisando os incentivos fiscais e investimentos na indústria de transformação no estado da Bahia, no período de 1994 a 2004, constata que a diversidade de programas criados pelo estado da Bahia está voltada a se adaptar às necessidades de determinadas empresas. Não existe um programa geral que pense no desenvolvimento do estado como um todo, e sim, cria-se um projeto que supra as necessidades de determinadas empresas interessadas em se instalar no estado. Os governos não escolhem mais os investimentos que lhe interessam com o objetivo de um desenvolvimento regional, mas são as empresas que escolhem aonde vão se instalar, e ainda conseguem obter os incentivos fiscais e benefícios creditícios.

Dulci (2002) assinala que se deva dar atenção às fontes remotas da guerra fiscal. O processo de desenvolvimento desigual entre os estados está relacionado com a raiz das disputas fiscais.

Nascimento (2008) compara as taxas de crescimento da participação percentual, no total do país, da arrecadação de ICMS, do PIB industrial e da geração de empregos industriais dos estados do RS, SC, PR, RJ, MG, ES, CE, BA, MT, MS e GO com o Estado de São Paulo. Utilizando dados da STN (ICMS), do IBGE (PIB) e

do MTE (empregos industriais), referentes aos anos de 1990 até 2004, constata, através de modelos econométricos, que as taxas de crescimentos do PIB industrial e da arrecadação do ICMS dos Estados considerados foram superiores às taxas do Estado de São Paulo no período analisado, tendo essas taxas um crescimento acelerado a partir da segunda metade da década de 1990, período de acirramento da guerra fiscal dos Estados. Quanto às taxas de crescimento na geração de empregos industriais dos Estados analisados, apesar de apresentarem taxas maiores que a do Estado de São Paulo, não se verificou o comportamento crescente destas taxas na metade final da década de 90, indicando que não houve o crescimento nas mesmas proporções da produção industrial e dos postos de trabalho da indústria.

Para Varsano (1997), adotando-se a ótica do estado, é justificável que um governo estadual atraia empresas com o objetivo da criação de empregos, gerando renda para os trabalhadores do estado. Mas lembra que, do ponto de vista nacional, são raríssimos casos que se justifica a concessão do incentivo. O grande problema é que, após certo tempo, existe a generalização de benefícios por parte dos estados, onde todos oferecem incentivos semelhantes, e terminam por transformar esses incentivos em simples renúncias de receitas.

Lima e Lima (2010), com o objetivo de analisar dados dos programas estaduais de incentivos fiscais no Nordeste, juntamente com os dados da Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego (RAIS/TEM), verificaram que existe relação positiva, porém não muito significativa, entre os incentivos fiscais e o crescimento do emprego, da interiorização e diversificação das indústrias. Com dados disponíveis para os estados do Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco e Sergipe, verificam que, para o período de 1995 a 2005 houve um aumento do nível de emprego e também no número de estabelecimentos industriais. Contudo, constataram que os setores industriais que mais obtiveram benefícios foram os pertencentes aos gêneros tradicionais da indústria, quais sejam; alimentos e bebidas, têxteis e confecções, calçados, minerais não-metálicos, já consolidados em infraestrutura disponível. Tal evidência fere os pressupostos da diversificação por parte da política e dos programas de incentivos estaduais. Conclusão semelhante obteve-se quanto à localização das instalações industriais: mesmo os programas de incentivos tendo o intuito de interiorização das indústrias, a maioria dos empreendimentos beneficiados está localizada nas regiões metropolitanas dos estados.

3 EVIDÊNCIA EMPÍRICA

Estudos da FIESP indicam que a Guerra Fiscal tradicional transfere empregos de um estado brasileiro para outro. Os governos estaduais, com o objetivo de incentivar seu desenvolvimento industrial, visando, posteriormente, uma maior arrecadação de seu principal tributo, o ICMS, concedem benefícios fiscais de toda ordem.

A FIESP cita, também, a Guerra Fiscal na importação, em que os estados brasileiros concedem incentivos fiscais, referentes ao ICMS, na importação de determinados produtos com o objetivo de imprimir maior movimentação em seus portos. E essa Guerra Fiscal na importação acaba por transferir empregos do Brasil para o exterior, em virtude dos produtos importados concorrerem de forma desleal com os produtos da indústria nacional, afetando, de maneira direta, o nível de emprego na indústria de transformação.

Segundo a FIESP, o estado do Espírito Santo concede benefícios tributários sobre o ICMS na importação pelo menos desde o ano de 1971, mas o agravamento para a indústria nacional começou a surtir efeito, com a adoção das mesmas práticas por vários outros estados, a partir da segunda metade da década passada.

Conforme esclarece o estudo acima, o ganho percentual de empregos, na indústria de transformação, nos estados que adotam a prática da guerra fiscal na importação foi em torno de 45% no período de 2001 a 2010, contra o aumento de 49% referente aos estados que não adotaram tal prática. Indicando que pouco se pode afirmar sobre a efetividade dos programas de incentivos adotados pelos estados.

Em virtude do exposto, este trabalho tem o objetivo de verificar o comportamento do emprego na indústria de transformação das três maiores economias do Nordeste: Ceará, Pernambuco e Bahia. Avaliar se existe um deslocamento de empregos da indústria de transformação entre os estados citados e se uma possível mudança nos empregos, referentes a essa indústria, tem alguma relação com a arrecadação de ICMS, podendo sugerir um cenário de Guerra Fiscal entre estes três estados nordestinos.

Visando captar alguma evidência de Guerra Fiscal entre as principais economias nordestinas, foram desenvolvidos indicadores para as variáveis emprego (IE) e arrecadação (IA), da seguinte forma:

$$IE_{it} = \frac{A_{it} - D_{it}}{12}$$

e

$$IA_{it} = \frac{ICMS_{it}}{12}$$

Definindo-se:

- Indicador de Emprego (IE_{it}) como a média mensal da diferença entre o número total de admissões (A_{it}) e desligamentos (D_{it}), na indústria de transformação, em cada estado “i” no ano “t”;
- Indicador de Arrecadação (IA_{it}) como a média mensal do total da arrecadação do ICMS ($ICMS_{it}$) em cada estado “i” no ano “t”;
- Com $i =$ Ceará (CE), Pernambuco (PE) e Bahia (BA); e $t = 2004, \dots, 2010$.

Faz-se necessário observar que, quanto à arrecadação do ICMS, todos os valores foram corrigidos, pelo Índice de Preço ao Consumidor Amplo – IPCA, para o mês de dezembro de 2010. E, também, todos os valores da arrecadação do ICMS apresentam-se em R\$ milhões.

A Tabela 1, a seguir, apresenta os indicadores de emprego e arrecadação para os estados selecionados, conforme metodologia anteriormente exposta.

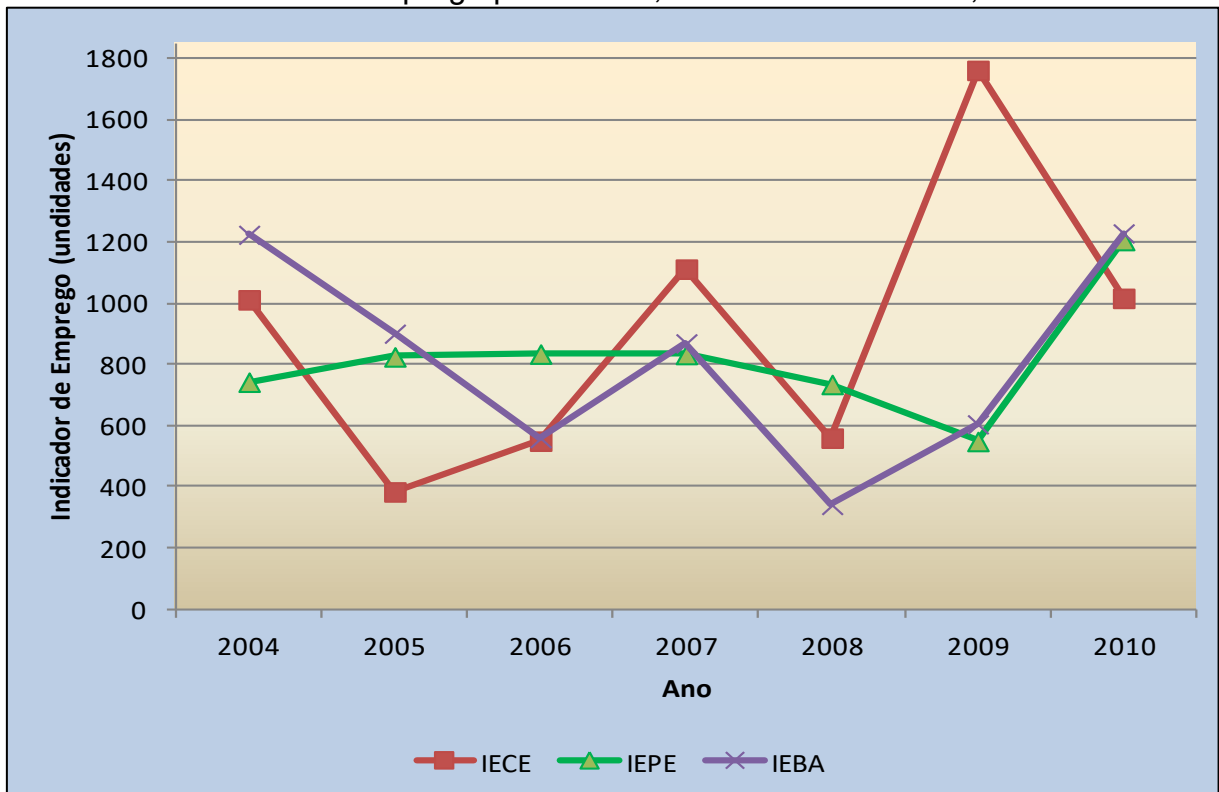
Tabela 1 – Evidências para os Indicadores de Emprego (IE) e Arrecadação (IA)

Ano	IE _{CE}	IE _{PE}	IE _{BA}	IA _{CE}	IA _{PE}	IA _{BA}
2004	1012	743	1224	343	421	819
2005	384	825	901	338	463	841
2006	550	834	560	387	502	887
2007	1112	833	869	390	539	890
2008	560	735	341	444	585	965
2009	1761	549	605	461	616	911
2010	1016	1205	1229	525	719	1038

Fonte: Elaboração própria.

Com o propósito de analisar o comportamento do emprego na indústria de transformação nos estados do Ceará, Pernambuco e Bahia, e com base nos dados provenientes dos indicadores de emprego e arrecadação, foram criados gráficos para verificar uma possível relação entre essas variáveis. O Gráfico 1 a seguir apresenta os indicadores de empregos para os três estados escolhidos.

Gráfico 1 – Indicador de Emprego para Ceará, Pernambuco e Bahia, 2004-2010



Fonte: Elaboração própria.

Observa-se que os estados do Ceará e da Bahia reduzem os saldos médios mensais de empregos na indústria de transformação do ano de 2004 para 2005, enquanto Pernambuco registra um pequeno acréscimo no saldo de empregos.

Pernambuco mantém praticamente estável a média mensal de geração de empregos, admissão menos desligamento, até o ano de 2007, quando começa a diminuir a oferta líquida de emprego até o ano de 2009.

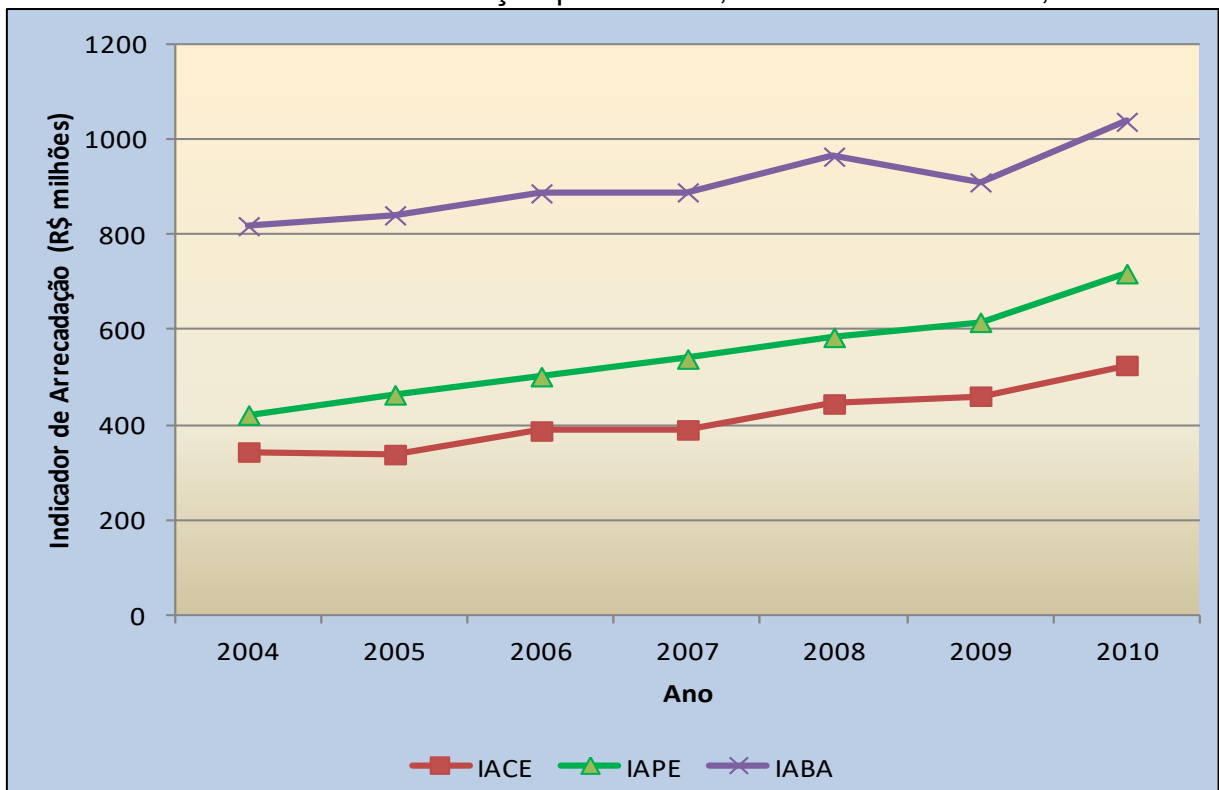
O Ceará e a Bahia apresentam oscilações, a partir de 2006, nas médias dos saldos de empregos na indústria, pois voltam a diminuir seus saldos médios de empregos no ano de 2008 se comparados a 2007.

Para o ano de 2009, há uma recuperação da média da oferta líquida de empregos do Ceará e da Bahia, tendo o estado do Ceará um crescimento expressivo, apresentando um saldo médio para este ano bem superior, se comparado aos outros dois estados analisados. Esse aumento expressivo em 2009, para o estado do Ceará, pode ser um dado refletido pela conjuntura econômica que o estado atravessou no ano ou algum sinal de deslocamento de empregos de um estado para outro. Finalmente, no ano seguinte, 2010, os três estados voltam a ficar em um patamar semelhante de saldo de empregos criados na indústria de transformação, com uma

queda acentuada na oferta de empregos para o Ceará e uma recuperação no nível de oferta de empregos para Pernambuco e Bahia.

Desta forma, com os dados do período analisado, não se pode assegurar que há necessariamente uma transferência de empregos de um estado para outro, caracterizando uma situação de Guerra Fiscal entre os estados, com abalo no nível de emprego na indústria de transformação desses entes federados. Os indicadores de arrecadação dos estados estão exibidos no Gráfico 2 a seguir.

Gráfico 2 – Indicador de Arrecadação para Ceará, Pernambuco e Bahia, 2004-2010

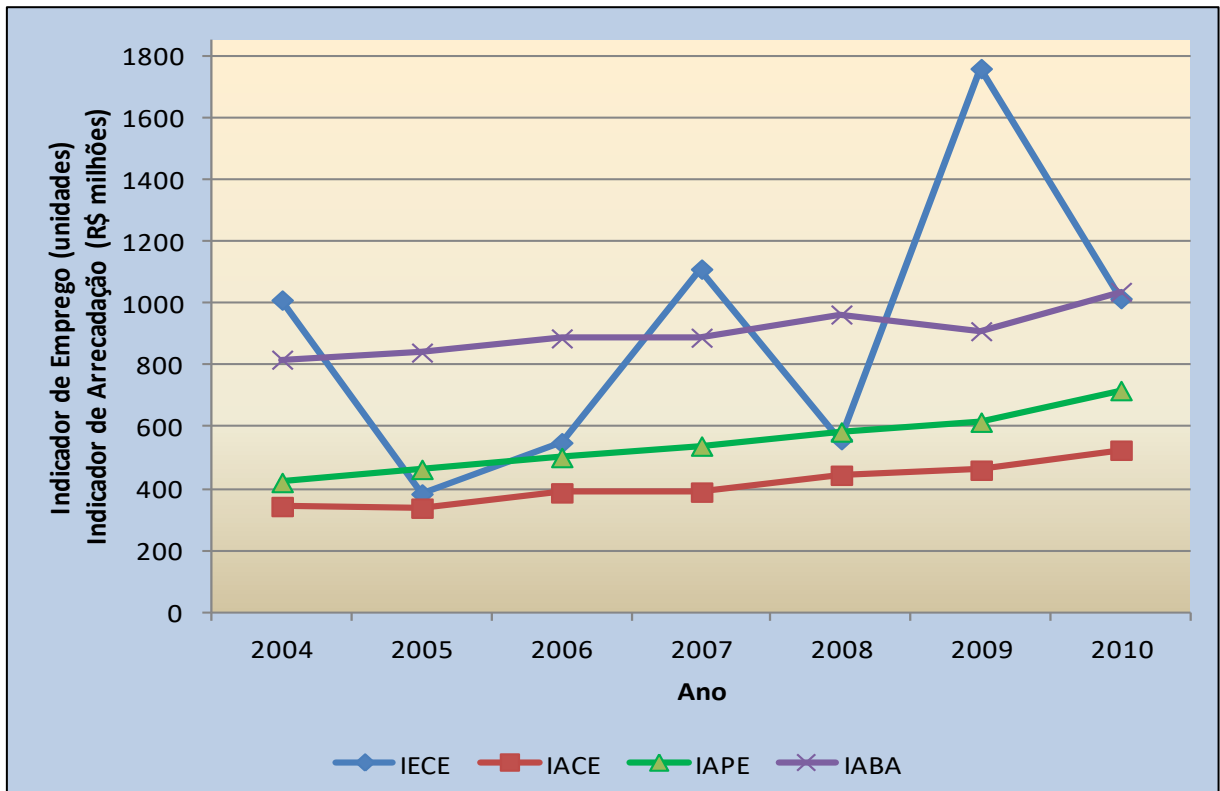


Fonte: Elaboração própria.

Conforme análise do gráfico, a média mensal de arrecadação de ICMS dos estados apresenta-se em uma trajetória de crescimento real, não se caracterizando, à princípio, um ambiente de guerra fiscal entre os estados, com o crescimento na arrecadação de um estado em contrapartida da redução de receita de outro. Observação deve ser feita quanto à média mensal da arrecadação do ICMS para a Bahia no ano de 2009, em virtude de ter ocorrido um decréscimo real no nível de arrecadação, em um processo inverso do nível de arrecadação dos estados do Ceará e Pernambuco. Porém, para o ano de 2010, todos os estados voltam a elevar a média mensal de arrecadação do ICMS.

Com a pretensão de investigar a tendência entre o indicador de emprego de um estado com os indicadores de arrecadação do próprio estado e dos demais, o Gráfico 3, subsequente, mostra o indicador de emprego do Ceará juntamente com os indicadores de arrecadação dos estados.

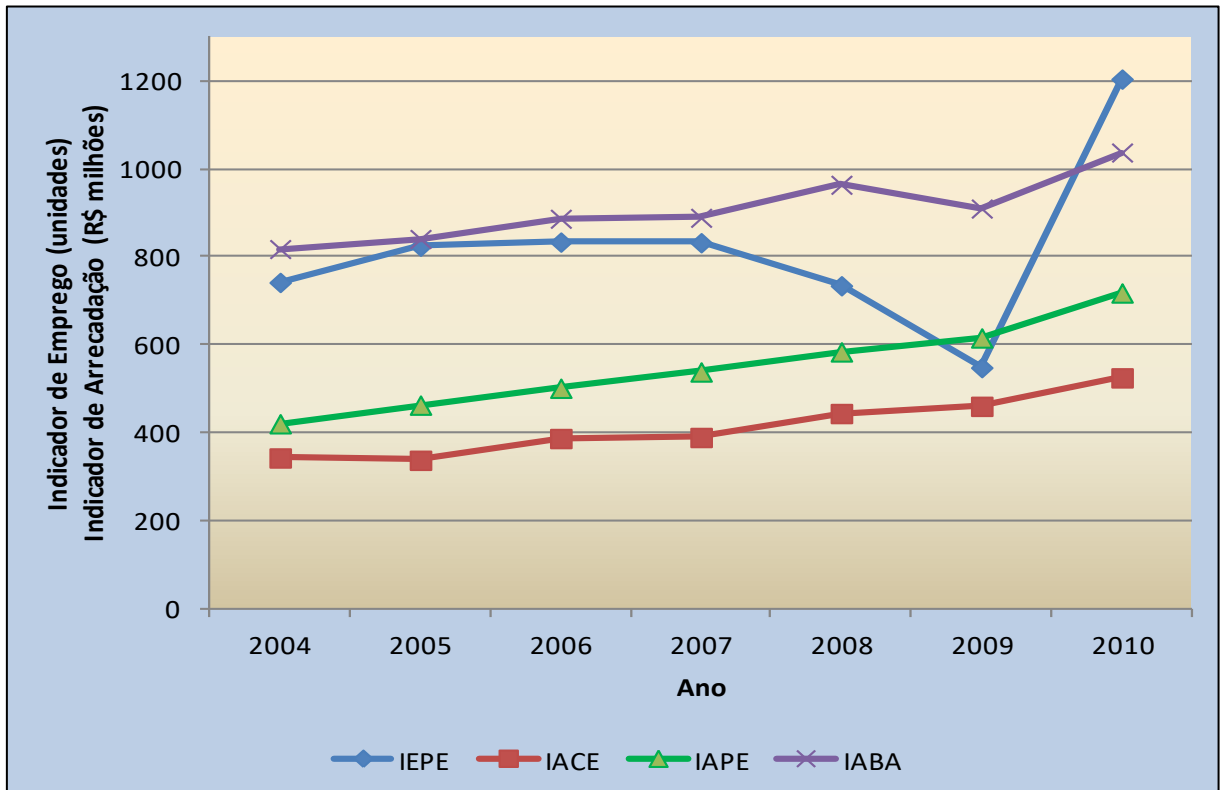
Gráfico 3 – IE_{CE} x Indicador de Arrecadação para Ceará, Pernambuco e Bahia, 2004-2010



Fonte: Elaboração própria.

Verifica-se, observando o gráfico 3, que não se pode assegurar uma relação direta entre o IE_{CE} e os indicadores de arrecadação dos estados, em virtude do indicador de emprego do Ceará apresentar oscilações e os indicadores de arrecadação manterem uma tendência de crescimento. O Gráfico 4 a seguir proporciona o indicador de emprego de Pernambuco junto com os indicadores de arrecadação dos estados.

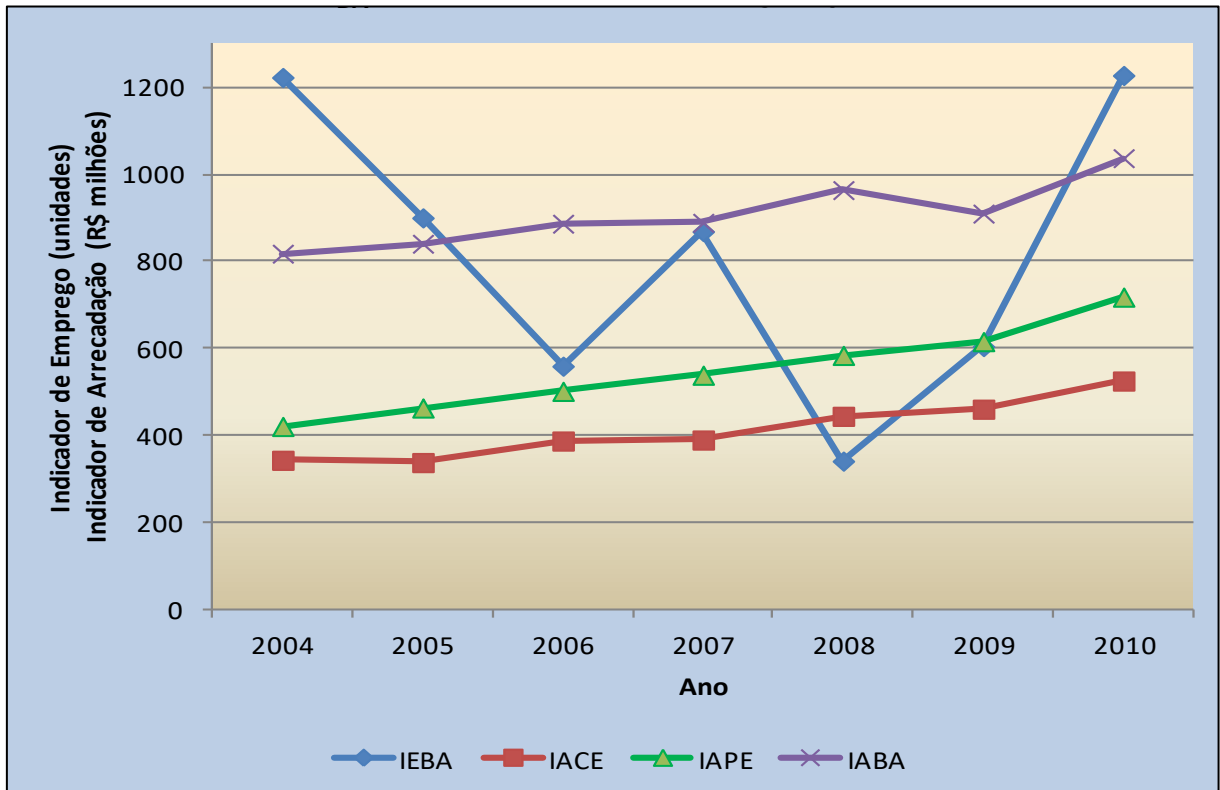
Gráfico 4 – IEPE X Indicador de Arrecadação para Ceará, Pernambuco e Bahia, 2004-2010



Fonte: Elaboração própria.

Realizando análise semelhante ao Gráfico 3, não se pode afirmar a relação direta dos saldos médios anuais da oferta de empregos de Pernambuco com as arrecadações de ICMS dos estados, inclusive com relação a própria arrecadação do estado de Pernambuco, onde este apresenta sempre uma evolução crescente do nível de arrecadação, mas a oferta líquida de empregos na indústria de transformação depara-se com uma redução nos anos de 2008 e 2009. Por último, verifica-se o Gráfico 5 que mostra o indicador de emprego do estado da Bahia ante os indicadores de arrecadação dos estados.

Gráfico 5 – IE_{BA} x Indicador de Arrecadação para Ceará, Pernambuco e Bahia, 2004-2010



Fonte: Elaboração própria.

Observa-se no gráfico acima que o indicador de emprego da Bahia apresenta uma redução nos anos de 2005 e 2006, enquanto os indicadores de arrecadação dos três estados permanecem crescentes, com uma pequena exceção referente ao estado do Ceará que no ano de 2005 apresentou uma redução real mínima no nível de arrecadação. Há uma retomada no crescimento do saldo de emprego da Bahia para o ano de 2007, mas, já no ano seguinte, a oferta líquida de emprego volta a sofrer uma queda. Porém, no biênio 2007-2008, os níveis de arrecadação real dos estados apresentam-se sempre crescentes. A partir do ano de 2009, apesar do indicador de arrecadação da Bahia apresentar uma queda, o indicador de emprego da Bahia e os indicadores de arrecadação do Ceará e Pernambuco apresentam tendência de crescimento.

Objetivando uma síntese dos gráficos analisados, não se pode afirmar que há uma relação direta dos saldos médios mensais de empregos, da indústria de transformação de cada estado, com o nível da arrecadação média mensal de ICMS dos estados, não se caracterizando, à princípio, um clima de Guerra Fiscal entre as maiores economias do Nordeste, em que o aumento na arrecadação de ICMS de um

estado implique necessariamente numa queda da oferta de empregos na indústria de transformação de outro estado.

Observe-se que, para os exames dos gráficos anteriores, os dados foram condensados para cada ano estudado. Contudo, para a realização dos exercícios econométricos posteriores, os dados serão desmembrados, apresentando-se em valores mensais.

4 ASPECTOS METODOLÓGICOS

4.1 Base de dados

Os dados analisados referem-se ao período do mês de maio do ano de 2003 ao mês de março de 2011. Os dados concernentes ao ICMS são provenientes do Boletim de Arrecadação da Comissão Técnica Permanente do ICMS (COTEPE) do Conselho Nacional de Política Fazendária (CONFAZ) do Ministério da Fazenda. Portanto foram definidas as séries ICMSCE, ICMSPE e ICMSBA como a arrecadação mensal do ICMS dos Estados do Ceará, Pernambuco e Bahia, respectivamente, do período acima citado.

Em relação aos saldos de empregos das indústrias de transformação dos Estados, foram elaborados mediante diferença entre o número de admissões e de desligamentos da indústria de transformação, cujas quantidades foram coletadas do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados do Ministério do Trabalho e Emprego. Deste modo, foram designadas por SECE, SEPE e SEBA as séries referentes aos saldos de empregos da indústria de transformação dos Estados do Ceará, Pernambuco e Bahia, respectivamente, também para o período citado anteriormente.

4.2 Metodologia econométrica

De posse das séries temporais do saldo de emprego e da arrecadação do ICMS dos Estados do Ceará, Pernambuco e Bahia; e com o intuito de analisar as inter-relações existentes entre essas séries, serão utilizados modelos econométricos de vetores autorregressivos (VAR), sendo precedidos da aplicação de testes de estacionariedade nas séries com o objetivo de detectar a presença de raízes unitárias. Posteriormente, far-se-á uso do Teste de Causalidade de Granger e também serão calculados os coeficientes de correlação entre as séries, com a finalidade de investigar a interdependência que essas séries possam vir a apresentar. E por último, será avaliado, através de análise de resposta ao impulso, como uma variável responde a um impulso em outra variável.

4.2.1 Teste de raiz unitária

Na utilização de modelos de vetores autorregressivos, precisa-se evitar a utilização de séries temporais não estacionárias.

Segundo Maddala (2003), admitindo-se $X(t)$ como uma variável aleatória, uma série temporal denomina-se estritamente estacionária quando a distribuição de $X(t)$ é independente de t , ou seja, não são apenas a média e a variância que são constantes, mas todos os momentos de ordem elevada são independentes de t .

Gujarati (2006) define série temporal fracamente estacionária quando a sua média e a sua variância são constantes com o tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre dois períodos de tempo e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Explica, ainda, que uma série não estacionária só pode ter seu comportamento estudado para um determinado período, devido à série apresentar média ou variância, ou ainda as duas juntas, variando com o tempo.

Deste modo, para se verificar a estacionariedade de uma série, realiza-se o teste da raiz unitária. Para exemplificar esse teste, Gujarati (2006) considera um modelo semelhante ao modelo autorregressivo de ordem 1, AR(1):

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

onde u_t é um ruído estacionário; ρ é um parâmetro do modelo; e y_t é a série que será estacionária se ρ estiver entre -1 e 1 e não estacionária se $\rho = 1$, caso em que apresenta a raiz unitária.

Através de manipulações matemáticas, subtraindo y_{t-1} de ambos os lados da equação anterior, a equação (1) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

onde $\delta = (\rho - 1)$ e Δ é o operador de primeiras diferenças.

Portanto, em vez de se estimar a equação 1, estima-se a equação 2 e testa-se a hipótese nula que $\delta = 0$. Para se ter $\delta = 0$, fica evidente que $\rho = 1$ e conseqüentemente a série apresentará raiz unitária, significando que a série temporal é não estacionária.

Gujarati (2006) cita que Dickey e Fuller¹ mostram que, considerando a hipótese nula de que $\delta = 0$, o valor t estimado do coeficiente y_{t-1} , na equação 2, segue a estatística τ (*tau*) e não a distribuição t de Student. Esses autores identificaram, calcularam e tabularam os valores críticos da estatística *tau* com base em simulações de Monte Carlo. Em virtude disto, essa estatística *tau* (τ) ficou conhecida como teste Dickey-Fuller (DF). Com a limitação da tabela criada por Dickey e Fuller, Mackinnon² produziu tabelas mais extensas que permitem o cálculo das estatísticas para qualquer tamanho de amostra. Contraditoriamente, quando a hipótese nula de que $\delta = 0$ é rejeitada, sendo a série temporal estacionária, pode-se usar o teste t de Student normalmente.

Gujarati (2006) recorda que a condição inicial para a aplicação do teste Dickey e Fuller era que o termo u_t era um erro não-correlacionado. No caso do termo u_t apresentar correlação, Dickey e Fuller apresentaram um teste denominado teste de Dickey e Fuller aumentado (ADF). Este teste acrescenta valores defasados da variável dependente Δy_t . Assim, a realização do teste de raiz unitária ADF consiste na estimação da regressão:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde β_1 , β_2 , δ e α_i são parâmetros do modelo; e ε_t é um termo de erro de ruído branco.

O teste ADF será usado neste trabalho com o objetivo de identificar se as séries temporais apresentam raiz unitária ou não, que resultará na condição de série não estacionária ou série estacionária, respectivamente.

4.2.2 Vetores Autorregressivos (VAR)

Com a finalidade de obter o poder de explicação de uma variável por valores defasados dela própria e por valores também defasados de outra variável, adotou-se neste trabalho um modelo de vetor autorregressivo.

¹ Dickey, D. A. e Fuller, W. A. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427-431, 1979. Ver também Fuller, W. A. *Introduction to Statistical Times Series*. Nova York: John Wiley & Sons, 1976.

² Mackinnon, J. G. "Critical Values of Cointegration Test". In: Engle, R. E. e Granger, C. W. J. (Eds.). *Long-Run Economic Relationship in Cointegration*. Cap. 13, Nova York: Oxford University Press, 1991.

Uma das vantagens referente à adoção do modelo VAR é a despreocupação com a classificação das variáveis em endógenas ou exógenas, pois neste modelo todas as variáveis são tidas como endógenas. Maddala (2003) explica que Sims³ considera essa classificação das variáveis e a imposição de restrições aos parâmetros para obter a identificação dos modelos econométricos de equações simultâneas decisões a serem tomadas muitas vezes com subjetividade e arbitrariedade, sugerindo, alternativamente, a abordagem das autorregressões vetoriais.

Maddala (2003) expressa um modelo VAR, com k variáveis endógenas e p defasagens, em notação matricial como:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

onde y_t (séries temporais), seus valores defasados e ε_t (erro não correlacionado) são vetores $k \times 1$ e A_1, \dots, A_p são matrizes $k \times k$ de constantes a serem estimadas.

Maddala (2003) esclarece ainda que o modelo VAR é fácil de ser estimado, podendo-se usar o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Cita, porém, como um dos maiores problemas dos modelos VAR a superparametrização, em virtude da, caso o número de defasagens para cada variável seja grande, quantidade de parâmetros a serem estimados.

Etapa importante na utilização de modelos VAR é a definição do número ótimo de defasagens. Gujarati (2006) explica que sempre há o dilema de incluir um número cada vez maior de regressores, que melhoraria a qualidade do ajustamento do modelo, em contrapartida de ter que estimar esses parâmetros, tornando o modelo muito mais complexo. Diante do exposto, será adotado neste trabalho o número de defasagens que minimize o Critério de Informação de Schwarz (CIS), definido em sua forma logarítmica como:

$$\ln \text{CIS} = \frac{k}{n} \ln n + \ln \left(\frac{\text{SQR}}{n} \right)$$

onde k representa o número de regressores, incluindo o intercepto; n é o número de observações e SQR é a soma dos quadrados dos resíduos.

³ C. A. Sims, "Macroeconomics and Reality", *Econometria*, v. 48, p. 1-48, jan. 1980.

Observe-se que quanto maior for o valor de k , maior será o valor do critério, representando uma punição para o seu cálculo, à medida que se inclui mais regressores, lembrando que o objetivo é adotar o número de defasagens que apresente o menor CIS.

Com a estimação de todos os VAR, é imprescindível averiguar a condição de estabilidade destes. Para tanto, verifica-se se todas as raízes do polinômio característico se encontram dentro do círculo unitário. Para os casos em que os VAR não se apresentarem estáveis, será necessário a estimação dos vetores via mecanismo de correção de erro (MCE). Deste modo, será feita a análise se as séries são cointegradas através do procedimento de Johansen, verificando se há uma relação de equilíbrio, a longo prazo, entre elas.

Segundo Maddala (2003), duas séries y_t e x_t são ditas cointegradas se existir um β tal que $y_t - \beta x_t$ seja estacionária. Portanto a regressão $y_t = \beta x_t + u_t$ faz sentido, definindo uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries.

4.2.3 Causalidade de Granger e correlação

Deve-se explorar a idéia que uma série temporal possa preceder à outra. Segundo Maddala (2003), Granger⁴ observou essa relação de precedência e desenvolveu um teste que, na literatura econométrica, é conhecido como teste de causalidade de Granger.

Maddala (2003) pondera que, de posse de duas séries temporais, x_t e y_t , se a série x_t falha em causar y_t , no sentido de Granger, é porque em uma regressão de y_t em y_t 's defasados e x_t 's defasados, os parâmetros calculados do último são zero. Exemplificando, na regressão:

$$y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{t-i} + u_t$$

se $\beta_i = 0$ ($i = 1, 2, \dots, k$), x_t falha em causar y_t .

Assim, através deste teste, pode-se investigar uma possível relação de causalidade entre as séries temporais objeto deste estudo.

⁴ Granger, C. W. J. "Investigating Causal Relation by Econometric Models and Cross-Spectral Methods". *Econometria*, p. 424-438, jul. 1969.

Complementando o teste de causalidade de Granger, faz-se necessário o cálculo do coeficiente de correlação entre as séries para verificar que tipo de associação essas séries apresentam.

Gujarati (2006) explica que o coeficiente de correlação ρ pode ser definido como:

$$\rho = \frac{cov(X, Y)}{\sqrt{\{var(X)var(Y)\}}}$$

onde X e Y são as variáveis, $cov(X, Y)$ é a covariância entre as séries e $var(X)$ e $var(Y)$ são as suas variâncias. Descreve, também, que se trata de uma medida de associação linear entre duas variáveis, cujos valores podem variar entre -1 e +1, sendo o valor -1 representando uma associação negativa perfeita e +1 uma associação positiva perfeita. No entanto, o valor igual a zero define ausência de associação linear.

Alguns autores admitem uma nomenclatura de como descrever o coeficiente de correlação em palavras, conforme o seu valor numérico, fazendo uma espécie de graduação: de 0,00 a 0,19 tem-se uma correlação bem fraca; de 0,20 a 0,39, correlação fraca; de 0,40 a 0,69, correlação moderada; de 0,70 a 0,89, correlação forte; e de 0,90 a 1,00, correlação muito forte. Sempre levando em consideração o sinal do coeficiente.

4.2.4 Função resposta a impulso

Especialmente em modelos macroeconômicos contemporâneos, a função resposta ao impulso descreve a reação que variáveis macroeconômicas endógenas apresentam, ao longo do tempo, a partir de impulsos exógenos, comumente denominados de choques. Essa função, em muitas ocasiões, é modelada no contexto de vetores autorregressivos. Ainda que o teste de causalidade de Granger seja corriqueiro em aplicações de VAR, é sempre interessante observar como uma variável responde a um impulso em outra.

5 RESULTADOS

5.1 Teste de raiz unitária

Conforme demonstrado no capítulo anterior referente à metodologia deste trabalho, o teste utilizado para verificar a presença de raiz unitária nas séries foi o Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Para as séries referentes aos saldos de empregos dos Estados, os testes foram realizados em nível e apenas considerando a presença do intercepto, visto que foi ponderado que o saldo de empregos na indústria de transformação não apresentaria uma característica de tendência, portanto não crescendo indefinidamente. Quanto às séries relativas ao ICMS, além dos testes terem sido realizados em nível, adotou-se a presença de intercepto e tendência, pois a arrecadação de ICMS de um Estado pode ser considerada uma variável com características de crescimento indeterminado. A Tabela 2 a seguir apresenta os resultados dos testes ADF.

Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária

Séries	P-Valor	Resultado
SECE	0,0000	Rejeita a Hipótese Nula
SEPE	0,0393	Rejeita a Hipótese Nula
SEBA	0,0000	Rejeita a Hipótese Nula
ICMSCE	0,0002	Rejeita a Hipótese Nula
ICMSPE	1,0000	Não Rejeita a Hipótese Nula
ICMSBA	0,0000	Rejeita a Hipótese Nula

Fonte: Elaboração própria.

Com exceção da série ICMSPE, todas as outras séries apresentaram como resultado a rejeição da hipótese nula que existe raiz unitária, para o período considerado. Portanto, exceto a arrecadação de ICMS de Pernambuco, as séries são consideradas estacionárias.

5.2 Vetores Autorregressivos (VAR)

Visando retratar as inter-relações que as séries apresentam para o período estudado, foram utilizados modelos econométricos de vetores autorregressivos. Nessa análise, os VAR foram estimados utilizando sempre 2 (duas) variáveis, sendo contemplado a totalidade de possibilidades de combinação das séries. Ou seja, foram

estimados os VAR tanto considerando o saldo de emprego da indústria de transformação de um Estado com o saldo do outro Estado e da arrecadação de ICMS de um Estado com outro, quanto a possível relação do saldo de emprego de um Estado com a arrecadação do próprio Estado e com a arrecadação de outro Estado também.

Recorda-se que, conforme metodologia descrita, para a definição do seu número ótimo de defasagens, foi adotado o Critério de Informação de Schwarz. Após a estimação dos VAR⁵, foi verificado se cada modelo satisfazia a condição de estabilidade. Os resultados destas estimações estão resumidos na Tabela 3 a seguir.

Tabela 3 – Estimação do VAR

Séries	Modelo	Resultado
SECE e SEPE	VAR(7)	ESTÁVEL
SECE e SEBA	VAR(1)	ESTÁVEL
SEPE e SEBA	VAR(6)	ESTÁVEL
ICMSCE e ICMSPE	VAR(1)	ESTÁVEL
ICMSCE e ICMSBA	VAR(1)	ESTÁVEL
ICMSPE e ICMSBA	VAR(1)	ESTÁVEL
SECE e ICMSCE	VAR(2)	ESTÁVEL
SECE e ICMSPE	VAR(2)	ESTÁVEL
SECE e ICMSBA	VAR(3)	ESTÁVEL
SEPE e ICMSCE	VAR(6)	NÃO ESTÁVEL
SEPE e ICMSPE	VAR(7)	NÃO ESTÁVEL
SEPE e ICMSBA	VAR(6)	ESTÁVEL
SEBA e ICMSCE	VAR(3)	ESTÁVEL
SEBA e ICMSPE	VAR(3)	NÃO ESTÁVEL
SEBA e ICMSBA	VAR(1)	ESTÁVEL

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Estatística obtida a partir da análise das raízes do polinômio característico.

Verifica-se que, apesar da série ICMSPE ser definida como não-estacionária, alguns VAR estimados com esta variável apresentaram sua condição de estabilidade satisfeita. Porém os VAR que não se apresentaram estáveis, devem ser estimados via mecanismo de correção de erro (MCE).

Após a estimação dos vetores não estáveis via MCE, foi verificado que os coeficientes das equações de cointegração eram, para os três vetores, não significativos, para um nível de significância de 5%. Indicando que, de acordo com os resultados dos testes, os vetores estimados via mecanismo de correção de erros não apresentam séries com uma relação de equilíbrio a longo prazo, portanto as séries

⁵ As regressões são apresentadas no Apêndice A.

não são cointegradas. Segundo Gujarati (2006), a não cointegração faz com que as tendências estocásticas das duas séries não se anulem, estando, deste modo, sujeito a regressões espúrias, ou seja, regressões sem sentido.

5.3 Causalidade de Granger e correlação entre as séries

Com a intenção de verificar a interdependência que as séries possam vir a apresentar, realizou-se o teste de causalidade de Granger e posteriormente calculou-se o coeficiente de correlação entre as séries com o objetivo de verificar qual tipo de associação essas séries apresentavam, cujos procedimentos foram esclarecidos nos aspectos metodológicos. A Tabela 4 resume os resultados do teste de causalidade de Granger juntamente com os resultados dos cálculos dos coeficientes de correlação.

Tabela 4 – Teste de Causalidade de Granger e Coeficiente de Correlação

Variável Independente	Variável dependente						Coeficientes de Correlação					
	SECE	SEPE	SEBA	ICMSCE	ICMSPE	ICMSBA	SECE	SEPE	SEBA	ICMSCE	ICMSPE	ICMSBA
SECE	X	Causa (0,0003)	Não Causa (0,8191)	Causa (0,0009)	Causa (0,0000)	Causa (0,0072)						
SEPE	Causa (0,0000)	X	Causa (0,0000)	Causa* (0,0003)	Causa* (0,0000)	Causa (0,0361)	0,4024					
SEBA	Causa (0,0036)	Não Causa (0,1177)	X	Causa (0,0000)	Causa* (0,0000)	Não Causa (0,7209)	0,5042	0,2425				
ICMSCE	Causa (0,0424)	Não Causa* (0,2438)	Não Causa (0,3969)	X	Causa (0,0015)	Causa (0,0000)	0,0659	0,0952	-0,1222			
ICMSPE	Não Causa (0,2784)	Causa* (0,0004)	Não Causa* (0,0894)	Causa (0,0004)	X	Causa (0,0000)	-0,0159	0,0066	-0,1453	0,9535		
ICMSBA	Não Causa (0,0748)	Não Causa (0,3418)	Não Causa (0,3043)	Não Causa (0,1261)	Não Causa (0,1265)	X	0,0710	0,1035	-0,0353	0,9229	0,9160	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Os resultados entre parênteses informam o p-valor do teste de causalidade de Granger. / Os resultados com asteriscos expressam os VAR estimados via MCE.

Nota-se, quanto ao teste de causalidade, que a tabela descreve se a variável independente precede ou não precede (causa ou não causa) a variável dependente. Adverte-se que o número entre parênteses representa o *p-valor* do teste, cuja hipótese nula é que a variável independente não causa a variável dependente. Ocorre que probabilidades menores que 5% indicam a rejeição da hipótese nula. Abaixo dos resultados dos testes de causalidade, encontram-se os valores dos coeficientes de correlação entre as séries estudadas. De posse desses resultados, serão analisadas as hipóteses de ocorrência de Guerra Fiscal entre os Estados avaliados.

Primeiramente, será verificado se uma série causa ou não causa outra. Em caso afirmativo, examina-se o coeficiente de correlação entre as séries para constatar como essas variáveis estão se deslocando através do tempo, ou seja, se existe ou não uma correlação, positiva ou negativa, e qual a intensidade desta relação. Caso uma série venha a preceder outra e o coeficiente de correlação apresentar-se positivo com associação forte, pode-se sugerir que não há indícios de Guerra Fiscal. No caso dos coeficientes encontrados serem negativos, pode ser um indicativo da Guerra entre os Estados. Por fim, será realizada a análise das funções de resposta a impulso entre as séries.

Cabe ressaltar que, apesar das conclusões obtidas através das análises nas seções seguintes, Cavalcanti (2010)⁶ alerta, em nota, que o caso de uma variável X não causar Y, não é condição imprescindível nem suficiente para a ausência de efeito contemporâneo de X sobre Y. Explica, ainda, que, em macroeconomia, ocorrem possíveis situações em que uma variável X tenha um efeito presente não nulo sobre Y, mas podendo não a causar no sentido de Granger.

5.4 Análise Ceará versus Pernambuco

Analisando as séries SECE e SEPE, verifica-se que uma série precede à outra, portanto há uma relação de causalidade entres essas variáveis. Porém, observando o coeficiente de correlação, positivo, entende-se que as séries caminham em uma mesma direção e não em direções opostas, apesar do coeficiente apresentar uma intensidade de fraca a moderada (0,4024). Assim, imagina-se que um aumento

⁶ CAVALCANTI, M. A. F. H. "Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência". *Economia Aplicada*, v. 14, n. 2, p. 251-260, 2010.

no saldo de emprego da indústria de transformação do Ceará acompanha um aumento também no nível de emprego de Pernambuco, não determinando um indício de Guerra Fiscal.

Julgamento semelhante pode-se obter referente ao ICMSCE e ICMSPE. As séries se precedem uma à outra e apresentam um coeficiente de correlação positivo e muito forte (0,9535), demonstrando que as arrecadações de ICMS dos Estados caminham sob uma mesma tendência, não comprovando um deslocamento de receitas de um Estado para o outro, portanto sem demonstrar características de Guerra.

5.5 Análise Ceará versus Bahia

Apesar de SECE não causar SEBA, SEBA causa SECE. Todavia, o coeficiente de correlação apresentado por essas duas variáveis é positivo e de intensidade moderada (0,5042), indicando que a partir de um choque em SEBA, haverá um reflexo positivo em SECE, não evidenciando um clima de Guerra.

Quanto ao ICMS, constata-se que ICMSCE precede ICMSBA, mas ICMSBA não precede ICMSCE. Novamente, a hipótese de Guerra Fiscal pode ser descartada, em virtude do valor do coeficiente de correlação entre essas variáveis apresentar uma associação positiva muito forte (0,9229).

5.6 Análise Pernambuco versus Bahia

Com a análise concernente aos Estados de Pernambuco e da Bahia, nota-se que SEPE causa SEBA, mas SEBA não causa SEPE. O coeficiente de correlação entre essas duas séries é igual a 0,2425, que, apesar de demonstrar uma associação fraca, apresenta-se positivo, rejeitando uma hipótese de Guerra Fiscal.

Em relação às séries ICMSPE e ICMSBA, observa-se ICMSPE causando ICMSBA, mas ICMSBA não causando ICMSPE. Analisando a correlação entre as séries, chega-se, mais uma vez, a um coeficiente positivo com demonstração de uma forte associação entre as variáveis (0,9160). Portanto, tem-se um indicativo que as arrecadações nesses dois Estados estão percorrendo trajetórias semelhantes, sem indícios de Guerra.

5.7 Análise a partir das funções resposta a impulso

Adicionalmente, foram analisadas funções de resposta a impulso para as combinações dos modelos estimados⁷, sendo essa análise realizada entre as séries contempladas pelos saldos de empregos e, posteriormente, entre as séries de ICMS.

A esse respeito, destacam-se:

- i) SECE e SEPE: resposta positiva que se dissipa após 3 períodos;
- ii) SEPE e SECE: resposta positiva que se dissipa após 1 período;
- iii) SECE e SEBA: resposta positiva que se dissipa após 7 períodos;
- iv) SEBA e SECE: resposta negativa que se dissipa após 6 períodos;
- v) SEPE e SEBA: resposta positiva que se dissipa após 3 períodos;
- vi) SEBA e SEPE: resposta negativa que se dissipa após 2 períodos.

Para os demais, em todos os VAR compreendidos pelas séries do ICMS, as respostas se mostram exponencialmente crescentes, com indícios de choques permanentes, não se dissipando ao longo dos períodos.

⁷ Ver Apêndice B.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo analisar a hipótese de Guerra Fiscal entre os Estados do Ceará, Pernambuco e Bahia, representantes das maiores economias do Nordeste. Para tanto, verificaram-se as inter-relações econômicas sob a ótica do saldo de emprego na indústria de transformação destes estados, assim como a arrecadação do ICMS.

Modelos vetoriais autorregressivos, testes de causalidade de Granger análises de funções de resposta a impulso combinados a recursos de estatística descritiva foram utilizados no exercício empírico cujos resultados permitiram constatar que: i) as séries formadas pelo saldo de emprego da indústria de transformação dos Estados precediam umas às outras, com exceção da inexistência de causalidade do saldo de emprego do Ceará para o baiano e também do baiano para o de Pernambuco; ii) a correlação entre estas séries de saldo de emprego apresentaram associações de fraca a moderada, mas sempre positivas; iii) as funções de resposta a impulso demonstraram que os choques nos saldos de emprego se dissipam no tempo em até sete meses, portanto, iv) não se pode inferir acerca de evidências de Guerra Fiscal entre esses Estados.

Vale ressaltar que a constatação de causalidade na maioria das relações entre as séries de saldo de emprego pode advir da complementaridade ou de efeitos transbordamento das atividades industriais dessas economias.

Quantos às séries de arrecadação de ICMS, a associação se mostrou bastante elevada, com coeficientes positivos, mas com inexistência de causalidade na direção Bahia-Ceará e os choques nas funções de resposta a impulso não se dissipam.

Finalmente, reforça-se o argumento de que se existe o fenômeno da Guerra Fiscal, seus efeitos ainda não são perceptíveis em termos de emprego ou arrecadação nas três economias nordestinas, muito embora não se descarte a hipótese de uma concorrência inter-regional ou entre as economias mais ricas e as economicamente menores em uma mesma região, fato que pode dar continuidade a esta linha de pesquisa.

REFERÊNCIAS

- ALVES, M. A. da S. **Guerra fiscal e finanças federativas no Brasil: o caso do setor automotivo**. 2001. 111p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2001.
- CARDOSO, S. A. **Guerra fiscal no Brasil e alterações das estruturas produtivas estaduais desde os anos 1990**. 2010. 340p. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Econômico) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2010.
- CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 2, p. 251-260, 2010.
- CERQUEIRA, D. F. **Incentivos fiscais e investimentos na indústria de transformação no Estado da Bahia (1994 a 2004): internacionalização produtiva e subdesenvolvimento**. 2007. 177 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2007.
- CONFAZ - Conselho Nacional de Política Fazendária do Ministério da Fazenda. Disponível em: www.fazenda.gov.br/confaz/.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistic Association**, v. 74, p. 427-431, 1979.
- DULCI, O. S. Guerra fiscal, desenvolvimento desigual e relações federativas no Brasil. **Revista de Sociologia e Política**, Curitiba, n. 18, p. 95-107, jun. 2002.
- FIESP - Federação das Indústrias do Estado de São Paulo. **Custos Econômicos e Sociais da Guerra Fiscal do ICMS na Importação**. Disponível em: www.fiesp.com.br/competitividade/downloads/publicacoes.aspx.
- GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relation by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. **Econometria**, p. 424-438, 1969.
- GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. Tradução: Maria José Cyhlar Monteiro. Rio de Janeiro: Elsevier, 5ª tiragem, 2006.
- HAMILTON, J. **Times Series Analysis**. Princenton University Press. 1994.
- HILL, R. Carter; GRIFFITHS, William E.; JUDGE, George G. **Econometria**. Tradução: Alfredo Alves de Faria. São Paulo: Saraiva, 1999.
- JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Econometric Methods**. 4 ed. Singapore: McGraw-Hill. 1997.
- LIMA, A. C. da C.; LIMA, J. P. R. Programas de desenvolvimento local na região Nordeste do Brasil: uma avaliação preliminar da “guerra fiscal”. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 19, n. 3 (40), p. 557-588, dez. 2010.

MACIEL, E. A competição fiscal lícita. **O Estado de São Paulo**, São Paulo, 04 abr. 2011.

MACKINNON, J. G. Critical Values of Cointegration Test. *In*: ENGLE, R. E.; GRANGER, C. W. J. (Eds.). **Long-Run Economic Relationship in Cointegration**. Nova York: Oxford University Press, 1991. Cap. 13.

MADDALA, G. S. **Introdução à Econometria**. 3. ed. Rio de Janeiro. LTC, 2003.

MTE - Ministério do Trabalho e Emprego. **Dados e Estatísticas**. Programa de Disseminação de Estatísticas do Trabalho. Disponível em: www.mte.gov.br.

NASCIMENTO, S. P. Guerra Fiscal: uma avaliação comparativa entre alguns estados participantes. **Economia aplicada**, São Paulo, v. 12, n. 4, p. 677-706, out./dez. 2008.

RONCARATTI, L. S. **O ICMS como subsistema político**. 2007. 205p. Dissertação (Mestrado em Ciência Política) – Universidade de Brasília, Brasília, 2007.

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometria**, v. 48, p. 1-48, jan. 1980.

VALENTIM, M. S. Guerra fiscal no Brasil: impactos econômicos. **Achegas.net**, Rio de Janeiro, n. 14, dez. 2003. Disponível em: http://www.achegas.net/numero/quatorze/marilena_v_14.htm. Acesso em: jul. 2011.

VARSANO, R. **A guerra fiscal do ICMS: quem ganha e quem perde**. Rio de Janeiro: IPEA, 1997. 13 p. (Texto para Discussão nº 500).

VIOL, A. L. **O processo de reforma tributária no Brasil: mitos e verdades**. Brasília: Editora da UnB, 2000. 82p. Disponível em: http://www.tesouro.fazenda.gov.br/Premio_TN/vpremio/financas/2tefpVPTN/VIOL_Andrea.pdf. Acesso em: jul. 2011.

APÊNDICE A – VALORES ESTIMADOS DOS COEFICIENTES DOS VAR/VEC

Esse apêndice apresenta os valores estimados dos coeficientes dos VAR/VEC, onde os valores entre colchetes representam a estatística *t*.

VAR SECE x SEPE			VAR SECE x SEBA			VAR ICMSCE x ICMSPE		
	SECE	SEPE		SECE	SEBA		ICMSCE	ICMSPE
SECE(-1)	0,5965 [5,25]	0,2386 [0,59]	SECE(-1)	0,4485 [4,80]	0,0191 [0,23]	ICMSCE(-1)	0,5451 [4,72]	0,3146 [3,17]
SECE(-2)	-0,1512 [-1,14]	1,3244 [2,80]	SEBA(-1)	0,3714 [2,91]	0,3311 [2,91]	ICMSPE(-1)	0,2838 [3,55]	0,7786 [11,35]
SECE(-3)	-0,0659 [-0,50]	-0,2146 [-0,46]	C	194,2533 [1,08]	511,5906 [3,18]	C	29693,51 [2,32]	-1569,818 [-0,14]
SECE(-4)	-0,1714 [-1,32]	-0,9977 [-2,15]	R ²	0,4018	0,1190	R ²	0,8879	0,9609
SECE(-5)	0,4207 [3,55]	0,9907 [2,34]	VAR SEPE x SEBA			VAR ICMSCE x ICMSBA		
SECE(-6)	-0,1153 [-0,91]	0,4006 [0,88]		SEPE	SEBA		ICMSCE	ICMSBA
SECE(-7)	-0,1428 [-1,28]	-0,2184 [-0,55]	SEPE(-1)	0,1531 [1,51]	0,0057 [0,25]	ICMSCE(-1)	0,8016 [8,43]	0,9382 [5,51]
SEPE(-1)	0,0206 [-0,70]	-0,0483 [-0,46]	SEPE(-2)	-0,1283 [-1,29]	-0,0806 [-3,53]	ICMSBA(-1)	0,0909 [1,53]	0,3426 [3,22]
SEPE(-2)	0,0256 [0,97]	-0,1177 [-1,25]	SEPE(-3)	-0,0209 [-0,21]	-0,0837 [-3,63]	C	3479,52 [0,18]	176728,3 [5,00]
SEPE(-3)	-0,1621 [-6,13]	-0,1338 [-1,42]	SEPE(-4)	-0,0103 [-0,10]	0,0351 [1,46]	R ²	0,8756	0,8416
SEPE(-4)	0,0106 [0,34]	-0,1211 [-1,08]	SEPE(-5)	-0,2602 [-2,46]	-0,0374 [-1,54]	VAR ICMSPE x ICMSBA		
SEPE(-5)	-0,0231 [-0,75]	-0,0487 [-0,44]	SEPE(-6)	-0,5222 [-4,83]	-0,0310 [-1,24]		ICMSPE	ICMSBA
SEPE(-6)	-0,0079 [-0,29]	-0,4075 [-4,11]	SEBA(-1)	0,7337 [1,55]	0,2016 [1,86]	ICMSPE(-1)	0,9110 [16,99]	0,6009 [5,24]
SEPE(-7)	-0,0421 [-1,34]	-0,4712 [-4,20]	SEBA(-2)	-0,1452 [-0,30]	0,0518 [0,46]	ICMSBA(-1)	0,0740 [1,53]	0,3867 [3,74]
C	691,2019 [3,33]	247,0238 [0,33]	SEBA(-3)	-0,3226 [-0,67]	0,0493 [0,44]	C	-9599,465 [-0,55]	190791,6 [5,12]
R ²	0,6835	0,7125	SEBA(-4)	0,8640 [1,73]	-0,0648 [-0,57]	R ²	0,9577	0,8378
			SEBA(-5)	0,2251 [0,44]	0,0035 [0,03]			
			SEBA(-6)	0,7745 [1,60]	0,3653 [3,27]			
			C	-497,0131 [-0,53]	440,3782 [2,04]			
			R ²	0,6069	0,4616			

VAR SECE x ICMSCE		
	SECE	ICMSCE
SECE(-1)	0,7554 [7,54]	3,0293 [1,30]
SECE(-2)	-0,3074 [-2,97]	5,0099 [2,07]
ICMSCE(-1)	0,0106 [2,43]	0,6487 [6,41]
ICMSCE(-2)	-0,0107 [-2,50]	0,2884 [2,88]
C	493,7841 [0,89]	18958,66 [1,46]
R²	0,4281	0,8932

VAR SECE x ICMSPE		
	SECE	ICMSPE
SECE(-1)	0,7002 [6,73]	0,0529 [0,03]
SECE(-2)	-0,1708 [-1,55]	9,7274 [4,98]
ICMSPE(-1)	-0,0091 [-1,59]	0,7655 [7,54]
ICMSPE(-2)	0,0093 [1,59]	0,2213 [2,14]
C	363,6268 [0,68]	4100,671 [0,44]
R²	0,4044	0,9695

VAR SECE x ICMSBA		
	SECE	ICMSBA
SECE(-1)	0,7068 [6,67]	1,4482 [0,31]
SECE(-2)	-0,1528 [-1,19]	12,4344 [2,18]
SECE(-3)	-0,1921 [-1,75]	-1,4323 [-0,29]
ICMSBA(-1)	0,0057 [2,58]	0,5007 [5,07]
ICMSBA(-2)	-0,0039 [-1,58]	0,0321 [0,29]
ICMSBA(-3)	-0,0016 [-0,73]	0,3920 [3,98]
C	383,7189 [0,49]	57193,26 [1,64]
R²	0,4458	0,8427

VEC D(SEPE) x D(ICMSCE)		
	D(SEPE)	D(ICMSCE)
CointEq1	-2,2978 [-8,01]	1,2888 [0,69]
D(SEPE(-1))	1,3126 [5,94]	-0,0699 [-0,05]
D(SEPE(-2))	1,1013 [5,69]	-0,3882 [-0,31]
D(SEPE(-3))	1,0809 [6,43]	0,9729 [0,89]
D(SEPE(-4))	0,9658 [6,36]	2,3717 [2,41]
D(SEPE(-5))	0,7194 [5,11]	0,7557 [0,83]
D(SEPE(-6))	0,3084 [2,61]	-0,2379 [-0,31]
D(ICMSCE(-1))	0,0389 [2,24]	-0,5412 [-4,79]
D(ICMSCE(-2))	0,0333 [1,66]	-0,3961 [-3,04]
D(ICMSCE(-3))	0,0326 [1,57]	-0,3426 [-2,54]
D(ICMSCE(-4))	0,0141 [0,67]	-0,3294 [-2,43]
D(ICMSCE(-5))	0,0275 [1,41]	-0,2463 [-1,94]
D(ICMSCE(-6))	0,0005 [0,03]	-0,2526 [-2,24]
C	-461,3336 [-0,80]	11130,23 [2,97]
R²	0,6663	0,4570

VEC D(SEPE) x D(ICMSPE)		
	D(SEPE)	D(ICMSPE)
CointEq1	-2,6011 [-6,21]	1,3438 [0,56]
D(SEPE(-1))	1,5454 [4,48]	-0,9886 [-0,51]
D(SEPE(-2))	1,4470 [4,98]	0,3877 [0,24]
D(SEPE(-3))	1,3075 [4,99]	0,8964 [0,60]
D(SEPE(-4))	1,1472 [4,75]	2,0553 [1,50]
D(SEPE(-5))	0,8763 [4,19]	0,9612 [0,81]
D(SEPE(-6))	0,4613 [2,71]	-0,3714 [-0,38]
D(SEPE(-7))	0,1313 [1,06]	0,9148 [1,30]
D(ICMSPE(-1))	0,0336 [1,59]	-0,2801 [-2,33]
D(ICMSPE(-2))	0,0125 [0,57]	-0,2894 [-2,33]
D(ICMSPE(-3))	-0,0002 [-0,01]	-0,4304 [-3,35]
D(ICMSPE(-4))	0,0331 [1,41]	-0,3070 [-2,31]
D(ICMSPE(-5))	0,0766 [3,19]	0,0169 [0,12]
D(ICMSPE(-6))	-0,0114 [-0,46]	-0,0363 [-0,26]
D(ICMSPE(-7))	-0,0437 [-1,95]	0,0545 [0,43]
C	-556,7004 [-0,73]	13794,08 [3,17]
R²	0,7331	0,5294

VAR SEPE x ICMSBA

	SEPE	ICMSBA
SEPE(-1)	0,2501 [2,40]	0,6742 [0,49]
SEPE(-2)	-0,0233 [-0,22]	-1,4662 [-1,04]
SEPE(-3)	-0,0763 [-0,71]	1,0252 [0,72]
SEPE(-4)	-0,0634 [-0,59]	0,8909 [0,63]
SEPE(-5)	-0,1230 [-1,19]	1,2332 [0,90]
SEPE(-6)	-0,5360 [-5,43]	-3,8589 [-2,96]
ICMSBA(-1)	0,0031 [0,35]	0,4184 [3,61]
ICMSBA(-2)	-0,0166 [-1,76]	0,0282 [0,23]
ICMSBA(-3)	0,0220 [2,29]	0,2238 [1,76]
ICMSBA(-4)	-0,0044 [-0,45]	0,0968 [0,74]
ICMSBA(-5)	0,0006 [0,06]	-0,0459 [-0,36]
ICMSBA(-6)	-0,0025 [-0,28]	0,2415 [2,05]
C	-498,9511 [-0,17]	46948,44 [1,23]
R ²	0,5908	0,8418

VAR SEBA x ICMSCE

	SEBA	ICMSCE
SEBA(-1)	0,3628 [3,35]	0,3191 [0,12]
SEBA(-2)	-0,0614 [-0,54]	2,2388 [0,82]
SEBA(-3)	-0,0574 [-0,52]	12,2639 [4,63]
ICMSCE(-1)	0,0037 [0,92]	0,5791 [6,06]
ICMSCE(-2)	-0,0068 [-1,42]	0,1547 [1,34]
ICMSCE(-3)	0,0017 [0,42]	0,2452 [2,52]
C	1105,173 [2,00]	930,6133 [0,07]
R ²	0,1516	0,9084

VAR SEBA x ICMSBA

	SEBA	ICMSBA
SEBA(-1)	0,3409 [3,48]	-2,0161 [-0,35]
ICMSBA(-1)	-0,0009 [-1,03]	0,8817 [18,43]
C	1164,820 [1,79]	96793,15 [2,59]
R ²	0,1286	0,7892

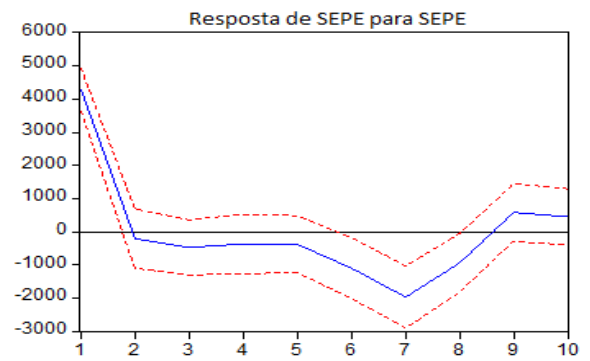
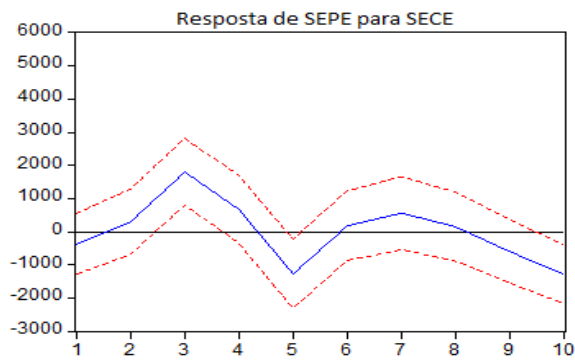
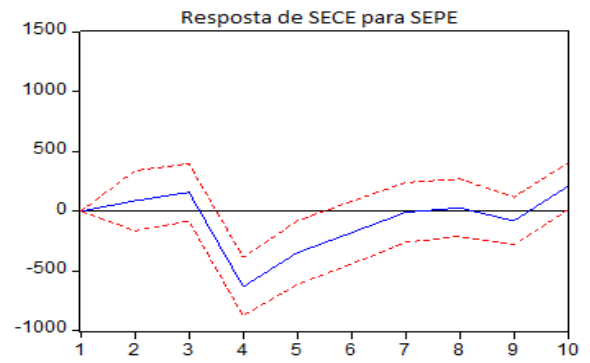
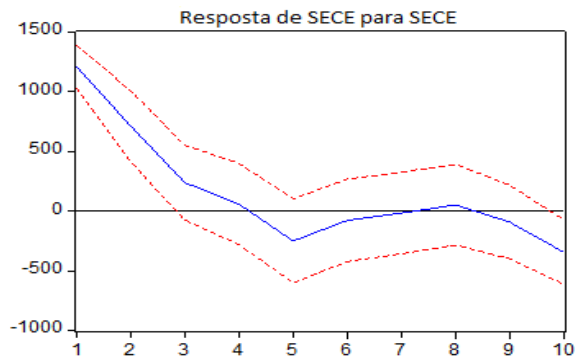
VEC D(SEBA) x D(ICMSPE)

	D(SEBA)	D(ICMSPE)
CointEq1	-0,6761 [-3,78]	13,1679 [3,77]
D(SEBA(-1))	-0,0527 [-0,30]	-14,0703 [-4,10]
D(SEBA(-2))	-0,1277 [-0,80]	-11,5386 [-3,72]
D(SEBA(-3))	-0,0727 [-0,53]	1,7909 [0,67]
D(ICMSPE(-1))	-0,0117 [-2,06]	-0,2491 [-2,23]
D(ICMSPE(-2))	-0,0095 [-1,76]	-0,1699 [-1,62]
D(ICMSPE(-3))	-0,0078 [-1,55]	-0,1914 [-1,94]
C	172,5892 [1,11]	9427,679 [3,09]
R ²	0,3920	0,3926

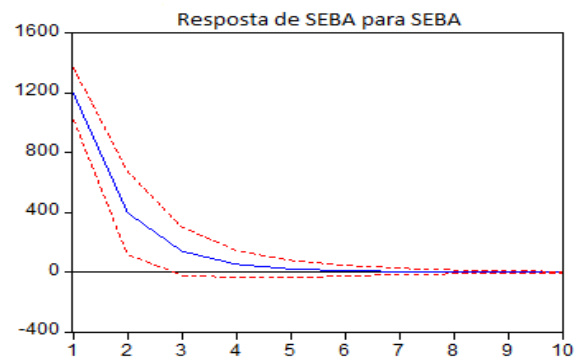
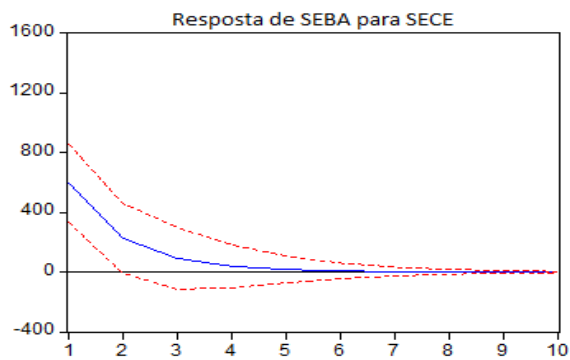
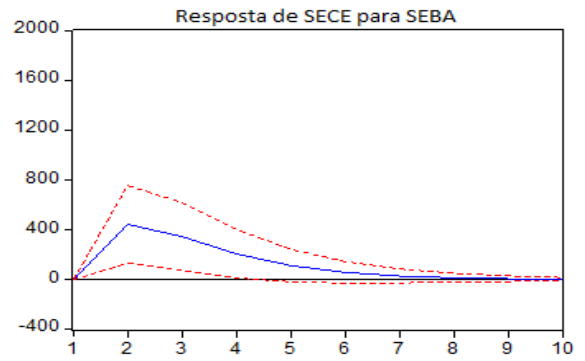
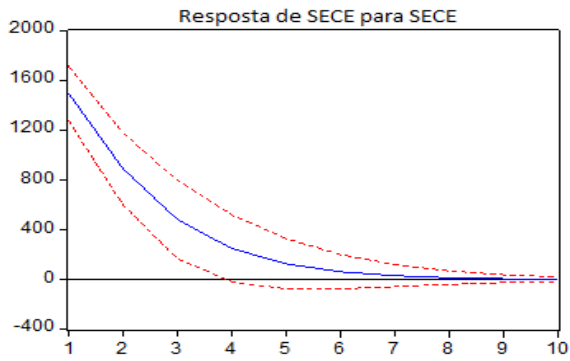
APÊNDICE B – FUNÇÕES RESPOSTA A IMPULSO

Esse apêndice apresenta as funções resposta a impulso.

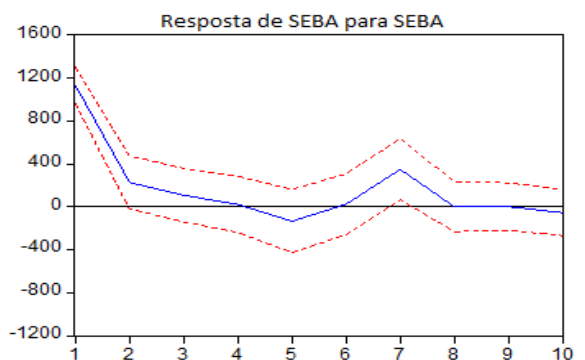
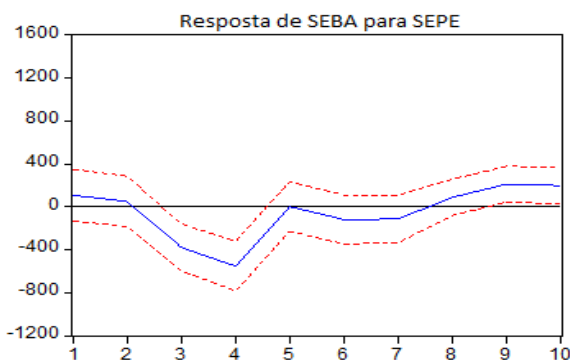
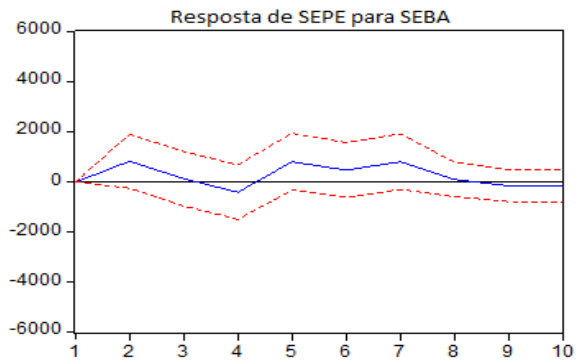
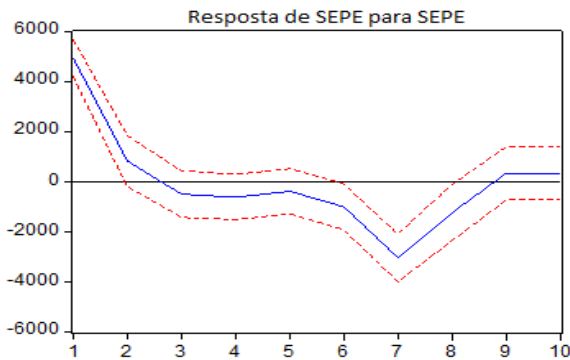
Função Resposta a Impulso - VAR SECE x SEPE



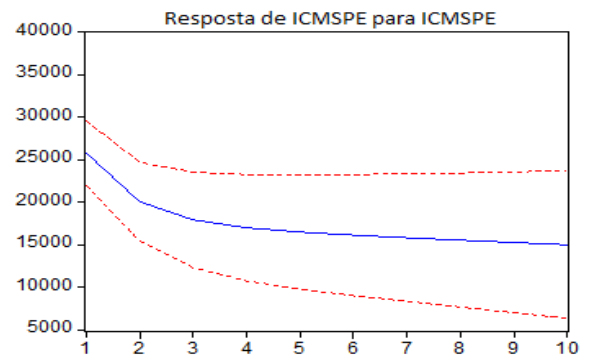
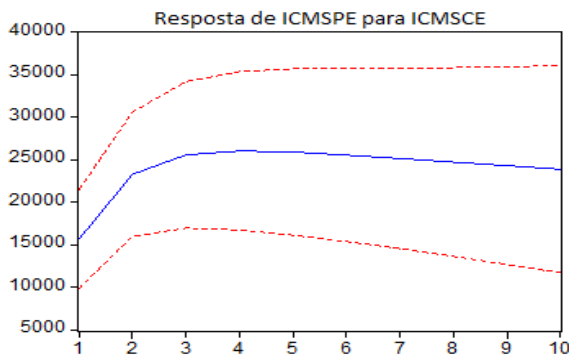
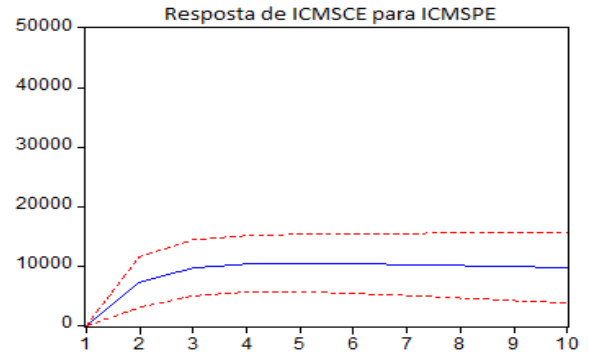
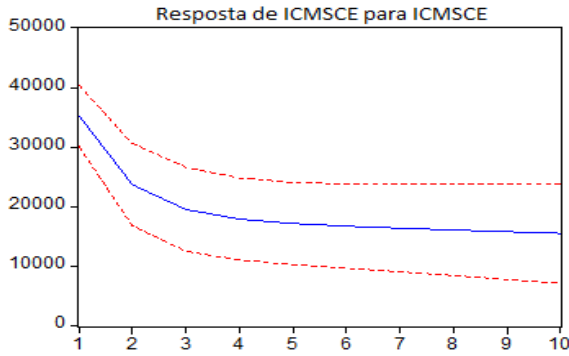
Função Resposta a Impulso - VAR SECE x SEBA



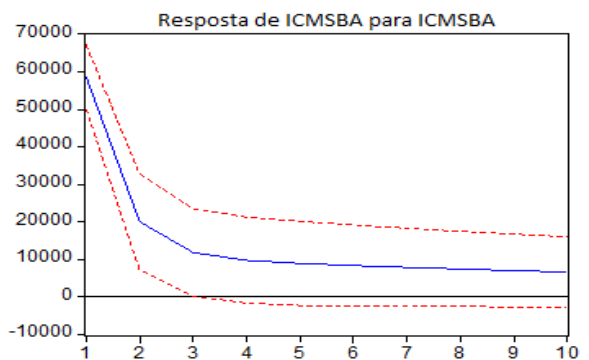
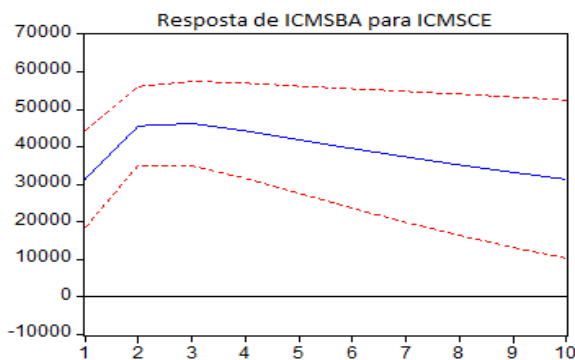
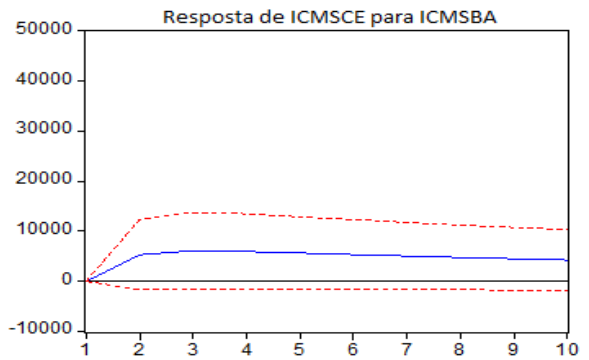
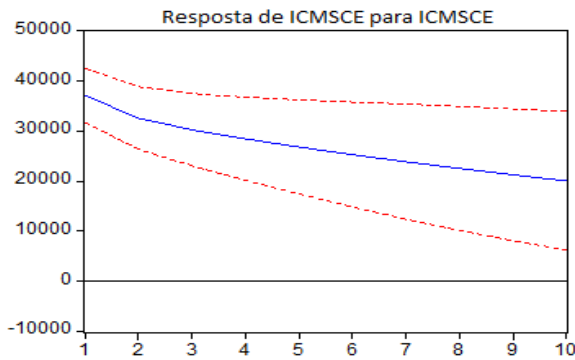
Função Resposta a Impulso - VAR SEPE x SEBA



Função Resposta a Impulso - VAR ICMSCE x ICMSPE



Função Resposta a Impulso - VAR ICMSCE x ICMSBA



Função Resposta a Impulso - VAR ICMSPE x ICMSBA

