



**GOVERNO DO
ESTADO DO CEARÁ**
*Secretaria do Planejamento
e Gestão*

IPECE

**Textos
para Discussão**

Nº 130 - Dezembro / 2019

**REFIS: Avaliação dos Impactos na Arrecadação Tributária do
Ceará**

Paulo Pontes
José Freire

IPECE INSTITUTO
DE PESQUISA
E ESTRATÉGIA
ECONÔMICA
DO CEARÁ

Governador do Estado do Ceará

Camilo Sobreira de Santana

Vice-Governadora do Estado do Ceará

Maria Izolda Cela de Arruda Coelho

Secretaria do Planejamento e Gestão – SEPLAG

José Flávio Barbosa Jucá de Araújo – Secretário (respondendo)

José Flávio Barbosa Jucá de Araújo – Secretário Executivo de Gestão

Flávio Ataliba Flexa Dalto Barreto – Secretário Executivo de Planejamento e Orçamento

Ronaldo Lima Moreira Borges – Secretário Executivo de Planejamento e Gestão Interna

Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE

Diretor Geral

João Mário Santos de França

Diretoria de Estudos Econômicos – DIEC

Adriano Sarquis Bezerra de Menezes

Diretoria de Estudos Sociais – DISOC

Ricardo Antônio de Castro Pereira

Diretoria de Estudos de Gestão Pública – DIGEP

Marília Rodrigues Firmiano

Gerência de Estatística, Geografia e Informação – GEGIN

Rafaela Martins Leite Monteiro

IPECE Textos para Discussão – Nº 130 – Dezembro de 2019

DIRETORIA RESPONSÁVEL:

Diretoria de Estudos Econômicos – DIEC

Elaboração:

Paulo Araújo Pontes (Analista de Políticas Públicas)

José Freire Junior (Analista de Políticas Públicas)

O Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) é uma autarquia vinculada à Secretaria do Planejamento e Gestão do Estado do Ceará. Fundado em 14 de abril de 2003, o IPECE é o órgão do Governo responsável pela geração de estudos, pesquisas e informações socioeconômicas e geográficas que permitem a avaliação de programas e a elaboração de estratégias e políticas públicas para o desenvolvimento do Estado do Ceará.

Missão: Propor políticas públicas para o desenvolvimento sustentável do Ceará por meio da geração de conhecimento, informações geossocioeconômicas e dá assessoria ao Governo do Estado em suas decisões estratégicas.

Valores: Ética e transparência; Rigor científico; Competência profissional; Cooperação interinstitucional e Compromisso com a sociedade.

Visão: Ser uma Instituição de pesquisa capaz de influenciar de modo mais efetivo, até 2025, a formulação de políticas públicas estruturadoras do desenvolvimento sustentável do estado do Ceará.

Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) -
Av. Gal. Afonso Albuquerque Lima, s/n | Edifício SEPLAG | Térreo -
Cambeba | Cep: 60.822-325 |
Fortaleza, Ceará, Brasil | Telefone: (85) 3101-3521
<http://www.ipece.ce.gov.br/>

Sobre a Série Textos para Discussão

A Série **Textos para Discussão** do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) tem como objetivo a divulgação de estudos elaborados ou coordenados por servidores do órgão, que possam contribuir para a discussão de temas de interesse do Estado. As conclusões, metodologia aplicada ou propostas contidas nos textos são de inteira responsabilidade do(s) autor(es) e não exprimem, necessariamente, o ponto de vista ou o endosso do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará - IPECE, da Secretaria de Planejamento e Gestão ou do Governo do Estado do Ceará.

Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE 2019

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) / Fortaleza – Ceará: Ipece, 2019

ISSN: 1983-4969

1. Economia Brasileira. 2. Economia Cearense. 3. Aspectos Econômicos. 4. Aspectos Sociais. 5. Aspectos geográficos. 6. Finanças Públicas. 7. Gestão Pública.

Nesta Edição

O objetivo desse artigo é analisar o uso de programas de anistia fiscal por um ente subnacional brasileiro, especificamente o caso do estado do Ceará, no que tange aos impactos na sua arrecadação tributária. O estudo mostra que o Programa representa um instrumento não eficiente a longo prazo à arrecadação estadual.

RESUMO

Diferentes governos, sejam eles locais ou nacionais, com o objetivo de aumentar sua arrecadação tributária utilizam como estratégia o lançamento de programas de regularização de débitos fiscais em que, normalmente, os contribuintes em débito regularizam sua situação sendo dispensados de multas e outras penalidades e, em muitos casos, podendo parcelar o pagamento dos impostos em atraso. Esse tipo de programa, na literatura especializada, é conhecido como anistia fiscal. O objetivo desse artigo é analisar o uso de programas de anistia fiscal por um ente subnacional brasileiro, especificamente o estado do Ceará, no que tange aos impactos na sua arrecadação tributária. Nesse sentido, como propõem Alm e Beck (1993) e Villalba (2017), optou-se pelo uso de métodos de séries temporais para mensurar se houve ou não crescimento da arrecadação após ou durante, no longo e curto prazo, o programa de parcelamento tributário. Denote-se que a principal contribuição desse ensaio é o de mensurar o impacto. Os resultados encontrados sugerem que não há ganhos na arrecadação tributária cearense de longo prazo por conta da adoção de programas de anistias fiscais. Provavelmente, essa ausência de resultados deva-se ao fato de o Governo do Estado ter utilizado essa ferramenta de forma recorrente, no período de 1992 a 2017 e/ou as repetidas anistias não terem previsto nenhuma forma de aumento do esforço de auditoria fiscal ou punição aos devedores por parte do Estado

Palavras-chave: REFIS; Anistia Fiscal; Ceará

ABSTRACT

Different governments, whether local or national, with the objective of increasing their tax collection, strategically use the launch of tax debt settlement programs in which, normally, taxpayers regularize their situation, being exempt from fines and other penalties and, in many cases, being able to pay the tax in arrears in installments. This type of program, in the specialized literature, is known as fiscal amnesty. The purpose of this article is to analyze the use of tax amnesty programs by a Brazilian subnational entity, specifically the case of the state of Ceará, with regard to the impacts on its tax collection. In this sense, as proposed by Alm and Beck (1993) and Villalba (2017), it was decided to use time series methods to measure whether or not there was an increase in revenue after or during the long and short term, the installment program tributary. It should be noted that the main contribution of this essay is to measure the impact. The results found suggest that there are no gains in Ceará's long-term tax collection due to the adoption of tax amnesty programs. Probably, this lack of results is due to the fact that the State Government used this tool on a recurring basis, from 1992 to 2017 and / or the repeated amnesties did not foresee any way of increasing the tax audit effort or punishment debtors by the State

Word-key: REFIS; Fiscal Amnesties; Ceará.

1. INTRODUÇÃO

Diferentes governos, sejam eles locais ou nacionais, com o objetivo de aumentar sua arrecadação tributária utilizam como estratégia o lançamento de programas de regularização de débitos fiscais em que, normalmente, os contribuintes em débito regularizam sua situação sendo dispensados de multas e outras penalidades e, em muitos casos, podendo parcelar o pagamento dos impostos em atraso. Esse tipo de programa, na literatura especializada, é conhecido como anistia fiscal.

Alm, McKee e Beck (1990) observam que os defensores da anistia fiscal argumentam que elas, quando usadas antes de mudanças de regras que aumentam o custo para os devedores, podem aumentar a receita tributária e permitem um ganho de aprendizagem dos agentes envolvidos em auditorias tributárias. Por outro lado, ainda segundo esses autores, os críticos da anistia fiscal afirmam que seu uso estimula, negativamente, os contribuintes que cumprem regularmente com suas obrigações tributárias.

É interessante observar que Alm, McKee e Beck (1990), considerando os pontos acima e utilizando experimentos comportamentais, testaram diversas hipóteses sobre a anistia fiscal e, concluíram, que elas poderiam aumentar a arrecadação tributária em casos específicos, mais especificamente, quando o programa de anistia é acompanhado de endurecimento das regras fiscais e punições aos devedores e ele é inesperado pelos contribuintes. Porém, quando essa prática é utilizada com frequência o efeito pode ser o oposto ao desejado, ou seja, pode ocorrer queda de receitas.

Outro ponto a ser considerado é que quanto maior a divergência entre o benefício individual do gasto público e o custo privado de pagar o imposto maior o incentivo para o contribuinte evadir, ou seja, tornar-se inadimplente com suas obrigações tributárias (Villalba, 2017). Por outro lado, Villalba (2017) considera que a anistia fiscal pode aumentar a arrecadação no curto prazo e pode ser considerada uma estratégia *second best* quando o sistema tributário é difícil de reformar.

Nesse sentido, diversos autores dedicaram-se a analisar empiricamente programas de anistia fiscal promovidas por entes nacionais ou subnacionais. Podendo-se citar como exemplo Durbin, Graetz e Wilde (1992) que, ao analisarem as anistias dos estados americanos, observam que governos subnacionais estão mais propensos a lançarem mão de programas de anistia fiscal quando uma agência central é mais rigorosa em seus processos de auditoria, isto é, há um efeito *free rider* pelos entes subnacionais.

Outra contribuição foi dada por Alm e Beck (1993), que sugerem o uso de métodos de séries temporais para analisar os efeitos das anistias fiscais. Os resultados empíricos encontrados, utilizando as anistias fiscais do estado americano de Colorado, sugerem que as anistias fiscais não apresentam impactos de longo prazo.

Luitel e Sobel (2007) concluíram, ao analisar um painel de 50 estados americanos entre os anos de 1980 e 2002, que o uso repetido de anistias fiscais não produzem resultados significativos no curto prazo, porém elas podem gerar perdas significativas no longo prazo. Além disso, elas podem ser crescentes, à medida que novos programas de anistia sejam lançados.

Já Alm, Vazquez e Wallace (2009), analisando as anistias fiscais promovidas na Rússia e usando métodos de séries temporais, concluem que as anistias da década de 1990 não impactaram, nem de forma positiva ou negativa, sua arrecadação tributária.

Kara (2014), ao analisar as anistias fiscais promovidas pelo governo turco desde a década de 1980, conclui que apenas a anistia do ano de 1989 apresentou impactos significativos na arrecadação daquele país, concluindo que o governo turco deve ter maiores cuidados em usar programas de anistia fiscal. Por outro lado, Villalba (2017) que analisou o uso de repetidas anistias fiscais pela província de Tucuman, na Argentina, concluindo que elas contribuíram para o incremento das receitas no curto prazo.

No caso brasileiro, pode-se destacar o estudo realizado pela Secretaria da Receita Federal do Brasil - SRF (2017) destaca que os repetidos programas de parcelamentos especiais, que são as anistias fiscais, “não são instrumentos eficazes para a recuperação de créditos tributários, além de causar efeitos deletérios na arrecadação tributária corrente, posto que o contribuinte protela o recolhimento de tributos na espera de um novo parcelamento especial” (SRF, 2017, pg 13).

Assim, de forma resumida contata-se, pelas análises empíricas mencionadas acima que os programas de anistia fiscal podem ou não apresentar impactos de curto prazo, entretanto o uso repetido dessa estratégia de arrecadação pode levar a perdas no longo prazo, sendo esses resultados condizentes com as conclusões de Alm, McKee e Beck (1990).

O objetivo desse artigo é analisar o uso de programas de anistia fiscal por um ente subnacional brasileiro, especificamente, o estado do Ceará, no que tange aos impactos na sua arrecadação tributária. Nesse sentido, como propõem Alm e Beck (1993) e Villalba (2017), optou-se pelo uso de métodos de séries temporais para mensurar se houve ou não crescimento

da arrecadação após ou durante, no longo e curto prazo, o programa de parcelamento tributário. Denote-se que a principal contribuição desse ensaio é o de mensurar o impacto

Os resultados encontrados sugerem que não há ganhos na arrecadação tributária cearense de longo prazo por conta da adoção de programas de anistias fiscais. Provavelmente, essa ausência de resultados deva-se ao fato de o Governo do Estado ter utilizado essa ferramenta de forma recorrente, no período de 1992 a 2017 e/ou as repetidas anistias não terem previsto nenhuma forma de aumento do esforço de auditoria fiscal ou punição aos devedores por parte do Estado.

Esse ensaio está dividido em sete seções, sendo a primeira esta introdução. Na segunda seção é apresentado o referencial teórico utilizado nesse artigo. Na terceira e quarta seção são apresentados alguns estudos que analisaram programas de parcelamento tributário no Brasil e no Ceará, respectivamente, bem como alguns resultados encontrados na literatura empírica. Na quinta seção são apresentados os dados e algumas considerações metodológicas e, em seguida, na sexta seção, são apresentados os resultados encontrados. Por fim, na sétima e última seção, são tecidos alguns comentários conclusivos.

2. MODELO TEÓRICO

Nesse ensaio optou-se por apresentar, de forma resumida, o modelo de evasão fiscal apresentado por Villalba (2017), que considera que o contribuinte maximiza sua utilidade esperada (EU) escolhendo o quanto declarará de renda a autoridade fiscal.

$$EU = (1 - q) * U(Y) + q * U(Z) \quad (2.1)$$

em que $Y = W - tX$ é a renda disponível se não for auditada, $Z = W - t * X - p * (W - X)$ é a renda disponível se houver auditoria, W é a renda real, X é a renda declarada, t é a taxa de imposto, q é a probabilidade de ser auditado, p é a multa e $U(-)$ é a função utilidade. Nesse sentido a renda esperada é dada por:

$$E(W^D) = (1 - p * q) * W - (t - p * q) * X \quad (2.2)$$

e a expectativa de retorno, para cada unidade monetária, pela evasão de impostos é

$$e = t - p * q \quad (2.3)$$

Do exposto acima pode-se concluir que quanto mais alta for a taxa do imposto maior o benefício esperado por evadir e quanto maior o valor da multa e a probabilidade de ser auditado menor o benefício (Villalba, 2017). Assim, o indivíduo resolve seu problema de maximização atendendo a seguinte condição de maximização

$$\frac{U'(Z^*)}{U'(Y^*)} = \frac{1*(1-q)}{(p-t)*q} \quad (2.4)$$

assim, o indivíduo irá declarar toda sua renda se e somente se

$$t = p * q \quad (2.5)$$

por outro lado irá evadir somente se,

$$t > p * q \quad (2.6)$$

isto é, se o montante de imposto a ser pago for superior ao que o contribuinte espera pagar, em caso de ser auditado, ele irá evadir ao menos uma parte de sua renda. Nesse sentido, o lançamento de um programa de anistia fiscal acompanhado pela previsão de maiores multas e/ou melhorias no sistema de auditoria podem, ao menos teoricamente, contribuir para o incremento das receitas fiscais.

Para estimar o modelo teórico, explicitado anteriormente, optou-se por um modelo econométrico de Análise de Autorregressão vetorial (Vector Autoregression analysis – VAR), proposto por Sims (1980) como alternativa aos modelos estruturais multiequacionais, adotando a premissa de que todas as variáveis no modelo devem ser tratadas de forma simultânea e simétrica. Nesta versão o modelo era especificado a partir do comportamento dos dados. Porém, em Sims (1986) valorizou-se a importância da teoria econômica no comportamento das variáveis.

O modelo VAR pode ser escrito em notação matricial, na forma:

$$Y_t = \Psi_0 + \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_k Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

em que:

Y_t = vetor (n x 1) autorregressivo de ordem p;

Ψ_0 = vetor (n x 1) de interceptos;

Π_i = matriz de parâmetros de ordem (n x n);

ε_t = termo de erro estocástico, com $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$.

Considere um sistema de equações com duas variáveis, em que $ICMS_t$, IBC_t , interdependentes e relacionados por uma memória autorregressiva, o modelo VAR ficaria representado:

$$ICMS_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \beta_i ICMS_{t-i} + \sum_{i=1}^k \phi_i IBC_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (2.8)$$

$$IBC_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^k \gamma_i ICMS_{t-i} + \sum_{i=1}^k \mu_i IBC_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2.9)$$

No modelo VAR descrito é importante observar que com sucessivas defasagens, os coeficientes estimados perdem seu poder de significância estatística, em virtude da alta multicolinearidade entre as variáveis. Porém, eles podem ser significativos pelo critério da estatística F.

A principal característica de variáveis cointegradas é que sua trajetória no tempo é influenciada pelo desvio do equilíbrio de longo prazo e este, por sua vez, influencia a resposta das variáveis de curto prazo, que promovem novamente o equilíbrio do sistema.

Caso os resíduos sejam estacionários, tem-se a indicação de que as variáveis analisadas possuem relacionamento de longo prazo e de que existe um modelo de correção de erro. Este modelo faz a ligação entre aspectos relacionados com a dinâmica de curto prazo com os de longo prazo. O modelo de Correção de Erro (MCE) possui várias vantagens. Além de incorporar os efeitos de curto prazo e de longo prazo, todos os seus termos são estacionários e sua formulação está imune ao problema de regressão espúria (Harris, 1995).

3. REFIS no Brasil

Os programas de anistia fiscal, no Brasil, ficaram conhecidas por REFIS, ou programa de Financiamento de Débitos Fiscais, e tem sido utilizado de forma recorrente pelo Governo Federal. Nesse sentido, Castelo (2016) identifica o uso desse expediente em seis situações diferentes, entre os anos de 2000 e 2013, isto é, a cada dois anos o contribuinte inadimplente é contemplado com incentivos para quitar seus débitos tributários.

Nesse sentido, Paes (2012) observa que o governo brasileiro justifica o uso do parcelamento de débitos tributários como forma de ampliar suas receitas, tendo um aumento temporário e imediato no caixa. Entretanto, ele ressalta que os repetidos programas de anistia fiscal tiveram por efeito a redução da disposição de pagar impostos pelo contribuinte brasileiro na década de 2000.

Por outro lado, Segura, Formigoni e Grecco (2012) analisaram, para o período de 2000 a 2009, empresas que participaram do REFIS do Governo Federal, concluindo que elas tinham uma necessidade maior de financiamento de capital de giro. Dessa forma, pode-se supor que os programas de refinanciamento tributário são utilizados como forma mais barata de obter capital de giro, dado que uma empresa poderá optar por ficar inadimplente com suas obrigações tributárias na expectativa do poder público lançar novo programa de regularização fiscal.

Outra contribuição relevante é dada por Paes (2014) que, utilizando-se de modelos de equilíbrio geral, que há um aumento no hiato tributário, que, segundo Paes (2011), é a diferença a arrecadação prevista, ou potencial, e a que efetivamente ingressa nos tesouros públicos. Paes (2014, pg. 349) conclui que o “mecanismo de parcelamentos tributários é inadequado como forma de aumentar as receitas e prover os incentivos corretos aos contribuintes”.

Nesse sentido, a Secretaria da Receita Federal (2017) divulgou um estudo sobre o impacto dos parcelamentos especiais do Governo Federal, concluindo que eles não atingem os objetivos esperados de incremento da arrecadação, nem de promover a regularidade fiscal dos devedores. Esse estudo ainda aponta que a prática internacional, na concessão de anistias fiscais, é adotar prazos de até 24 meses, isto é, bem mais curtos do que os promovidos no Brasil, que podem alcançar até 240 meses.

4. Refis no Ceará e Base de Dados

Assim como nos Estados Unidos, o uso de programas de recuperação de débitos fiscais não é exclusivo do Governo Central, tendo sido usado em diversas situações pelos entes subnacionais brasileiros. Especificamente no caso do Ceará, Castelo (2016) identifica o uso dessa ferramenta nos anos de 1992, 1993, 1997, 1998 e 2000, isto é, na década de 1990 houve quatro programas de anistia fiscal. Já na década de 2000 esse instrumento foi utilizado em seis ocasiões diferentes e, na década de 2010, em quatro situações. Ou seja, em menos de 30 anos o Governo do Ceará lançou mão de 14 programas de anistia fiscal o que representa, em média, uma anistia a cada dois anos. No Quadro 1, são apresentados os diferentes programas de recuperação fiscal adotados no Ceará, discriminando o período de adesão, os impostos que foram contemplados e os benefícios concedidos.

Quadro 1: Programas de Refinanciamento Fiscal do Governo do Estado do Ceará

Ano	Lei/Decreto	Período	Impostos	Prazo	Descontos
1992	Lei nº 12.022	12/1992	ICMS e ICM	Até 30 meses	Até 100% de juros e multas e 20% da atualização monetária
1997	Lei nº 12.772	01 a 02/1998	ICMS	Até 60 meses	Até 100% de juros e multas
1998	Lei nº 12.800	05 a 06/1998	ICMS	Até 60 meses	Até 100% de juros e multas
2000	Lei nº 13.063	10/2000	ICMS, ICM e IPVA	Até 120 meses	Até 100% dos encargos de mora
2002	Dec. Nº 26.739	09 a 12/2012	ICMS e ICM	Até 12 meses	Até 100% de juros, multas e honorários advocatícios
2003	Lei nº 13.324	08 a 12/2003	ICMS	Até 60 meses	Até 100% de juros, multas e honorários advocatícios
2004	Lei nº 13.537	11 e 12/2014	ICMS	Até 60 meses	Até 100% de juros, multas e honorários advocatícios
2005	Lei nº 13.686	11 e 12/2005	ICMS		Até 100% de juros e multas
2006	Lei nº 13.814	10 a 12/2006	ICMS		Até 100% de juros e multas
2009	Lei nº 14.505	11 e 12/2009	ICMS, IPVA e ITCD	Até 45 meses	Até 100% de juros e multas
2013	Lei nº 15.384	08 e 09/2013	ICMS, IPVA e ITCD	Até 120 meses	Até 100% de juros e multas
2014	Lei nº 15.713	12/2014	ICMS, IPVA e ITCD	Até 45 meses	Até 100% de juros e multas
2015	Lei nº 15.826	08 a 10/2015	ICMS, IPVA e ITCD	Até 120 meses	Até 100% de juros e multas

2017	Lei nº16.259	06, 07 e 12/2017	ICMS, IPVA e ITCD	Até 120 meses	Até 100% de juros e multas
------	--------------	------------------	-------------------	---------------	----------------------------

Fonte: Castelo (2014) e Diário Oficial do Estado do Ceará

De uma forma geral, os benefícios desses programas de anistia concediam abatimentos nos juros e multas dos impostos em atraso bem como seu parcelamento em prazos que, em muitos casos, chegaram a 120 parcelas mensais. Deve-se mencionar que o desconto máximo de juros e multa eram restritos ao pagamento integral em uma ou duas parcelas.

Por outro lado, deve-se observar que não foram identificados, nas legislações que regulamentaram os programas de refinanciamento tributário do Ceará, instrumentos que aumentariam a punição dos contribuintes inadimplentes. Considerando-se que Alm, McKee e Beck (1990) e Villalba (2017) afirmam que anistias fiscais podem aumentar a arrecadação quando são inesperadas, não são recorrentes e são acompanhadas de mecanismos de *compliance*, a hipótese de que as anistias fiscais do Ceará não aumentam a arrecadação estadual torna-se mais robusta.

Relativamente a avaliação dos programas de anistia fiscal do Ceará, pode-se destacar os trabalhos de Castelo (2016) e Moreira (2014) que analisaram os impactos do REFIS 2009 na inadimplência dos contribuintes cearenses. O estudo de Moreira (2014) não identificou, de forma conclusiva, efeitos na inadimplência de empresas do setor industrial, enquanto Castelo (2016) conclui que o referido programa aumentou a inadimplência nos setores “fabricação de produtos alimentícios”, “comércio por atacado, exceto veículos automotores e motocicletas”, “transporte terrestre” e “fabricação de minerais não metálicos”.

Os dados utilizados nesse ensaio foram a arrecadação de ICMS do estado do Ceará, obtido no sistema S2GPR, e o Índice de Atividade Econômica Regional – Ceará (IBC), fornecido pelo Sistema Gerador de Séries Temporais do BACEN, que será usada como variável explicativa para o comportamento do ICMS. Dado que a série do IBC tem início em janeiro de 2003 esse será o período utilizado nas regressões subsequentes. Na próxima seção são apresentados os testes estatísticos realizados nesse ensaio.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados referentes aos testes de cointegração apresentados na tabela 1, indicam que a hipótese nula do teste do traço foi rejeitada, dado que o valor da estatística traço calculado foi igual a 27,61202, superior ao seu valor crítico a um nível de significância de 5%, ou seja, 20,26184. O mesmo pode ser observado para o teste do máximo autovalor, em que seu valor

calculado (21,76899) foi superior ao nível de significância de 5% (15,89210). Portanto, os resultados de ambos os testes apontam para indicação de pelo menos um vetor de cointegração.

TABELA 1 – Resultado do teste de cointegração para as variáveis ICMS e IBC, primeiro mês de 2003 ao décimo primeiro mês de 2018.

<i>Autovalor</i>	<i>Hipótese nula</i>	<i>Hipótese Alternativa</i>	<i>Teste do traço calculado</i>	<i>Teste do máximo autovalor calculado</i>	<i>Traço-valor crítico (5%)</i>	<i>Autovalor-valor crítico (5%)</i>
0,111011	$r=0$	$r>0$	27,61202*	21,76899*	20,26184	15,89210
0,031090	$r<1$	$r>1$	5,84302	5,84302	9,16454	9,16454

Fonte: Dados da pesquisa.

*Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 5%.

Como o teste de cointegração de Johansen constatou a presença de pelo menos um vetor de cointegração, ou seja, há um relacionamento de longo prazo entre as variáveis, significando que como o número de vetores de cointegração é maior que zero e menor que o número de variáveis, então, ao invés de utilizar-se o modelo Autorregressivo Vetorial (VAR), será utilizado o modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), para as estimativas das elasticidades de curto e longo prazo.

Na tabela 2 encontra-se o primeiro vetor de cointegração, que corresponde à relação de longo prazo, onde os sinais estão corretamente especificados, mostrando uma relação direta entre o ICMS e o IBC.

TABELA 2 – Resultados das estimações para as receitas do ICMS – 2003M1 a 2018M11

<i>Vetor de cointegração (irrestrito) normalizado – longo prazo</i>		
<i>ICMS</i>	<i>C</i>	<i>IBC</i>
1,000	-9,36	-2,29
	(0,665)	(0,136)
	[-14,07]	[-16,75]

Fonte: Dados da pesquisa.

Desvio-padrão entre parênteses;

Estatísticas t entre colchetes.

A tabela 3 trata da dinâmica do curto prazo para o ICMS já que o modelo VAR não especifica relações contemporâneas entre as variáveis. Os resultados da estimação do modelo de correção de erro mostraram que os coeficientes estimados foram significativos a 5% e apresentaram sinais esperados. Com relação ao Termo de Correção de Erros (TCE) o resultado sinaliza que serão necessários quase 7 meses (1/0,15) para que os desequilíbrios de curto prazo sejam corrigidos no longo prazo. Em relação aos refis totais ocorridos (RT) observa-se, que em t-1 e t-2 as variáveis tem comportamentos inversos, apresentando o mesmo coeficiente nas duas

primeiras casas decimais e insignificante a partir do tempo t-3, sinalizando que o impacto da refis (RT_{t-i}) poderá ser apenas de curto prazo não tendo impacto no longo prazo.

TABELA 3 – Estimação da equação de curto prazo do ICMS – 2003M1 a 2018M11

Dinâmica de curto prazo							
$D(ICMS_t) = -0,15TCE_{t-1} - 0,57ICMS_{t-1} - \dots - 0,13ICMS_{t-5} + 0,68IBC_{t-1} + \dots + 1,16IBC_{t-5} + 0,04RT_{t-1} - 0,04RT_{t-2}$							
	(0,068)	(0,081)	(0,064)	(0,201)	(0,191)	(0,019)	(0,021)
	[-2,24]	[-7,11]	[-2,03]	[3,40]	[6,04]	[2,30]	[-2,03]
$- 0,006RT_{t-3} + 0,029RT_{t-4} + 0,009RT_{t-5}$							
	(0,023)	(0,022)	(0,019)				
	[-0,28]	[1,30]	[0,44]				

Fonte: Dados da pesquisa.

D = primeira diferença;

TCE = Termo de Correção de Erros;

(...) = O valor entre parênteses representa o desvio-padrão;

[...] = O valor entre colchetes representa a estatística t .

A tabela abaixo apresenta de forma individualizada todos os REFIS ocorridos no período entre 2003 e 2018, em que se observa que as *dummies* dos REFIS de 2004 e 2009 foram significativa a 5% no primeiro mês com um impacto positivo mas, logo em seguida sofreram um efeito inverso. Ou seja, o impacto positivo notado no primeiro mês foi revertido no segundo, podendo-se supor que o esforço de alguns contribuintes para regularizar sua situação pôde ter resultado em indisponibilidade de recursos para pagar suas obrigações no mês seguinte. Já o REFIS de 2005 teve um impacto positivo no primeiro mês (Ver Tabela 4).

Tabela 4 – Estimação da equação de curto prazo considerando todos Refis

<i>Vector Error Correction Estimates</i>			
<i>Date: 10/08/19 Time: 10:42</i>			
<i>Sample (adjusted): 2003M05 2018M11</i>			
<i>Included observations: 187 after adjustments</i>			
<i>Cointegrating Eq:</i>		<i>CointEq1</i>	
<i>ICMS(-1)</i>		1.000000	
<i>IBC(-1)</i>		-4.201262 (0.01309) [-321.011]	
<i>Error Correction:</i>		<i>D(LNICMS)</i>	<i>D(LNIBC)</i>
<i>CointEq1</i>		-0.048797 (0.02062) [-2.36644]	0.033050 (0.00821) [4.02563]
<i>D(ICMS(-1))</i>		-0.545801 (0.08214) [-6.64483]	-0.152946 (0.03270) [-4.67679]
<i>D(ICMS(-2))</i>		-0.151574 (0.08831) [-1.71641]	-0.225040 (0.03516) [-6.40058]
<i>D(ICMS(-3))</i>		0.027581 (0.07139) [0.38637]	-0.129124 (0.02842) [-4.54316]
<i>D(IBC(-1))</i>		0.981030 (0.17126) [5.72843]	-0.210365 (0.06818) [-3.08523]
<i>D(IBC(-2))</i>		0.759699 (0.17959) [4.23020]	0.450927 (0.07150) [6.30648]
<i>D(IBC(-3))</i>		0.143675 (0.18737) [0.76682]	0.373631 (0.07460) [5.00856]
<i>R2003(-1)</i>		-0.047534 (0.05512) [-0.86233]	-0.005361 (0.02195) [-0.24430]
<i>R2003(-2)</i>		-0.036909 (0.07380) [-0.50014]	-0.068830 (0.02938) [-2.34262]
<i>R2003(-3)</i>		0.139260 (0.05728) [2.43123]	0.018500 (0.02281) [0.81119]
<i>R2004(-1)</i>		0.326998 (0.06769) [4.83047]	0.038200 (0.02695) [1.41732]
<i>R2004(-2)</i>		-0.365791 (0.07895) [-4.63292]	-0.064036 (0.03144) [-2.03709]
<i>R2004(-3)</i>		0.098384 (0.07319) [1.34421]	-0.012927 (0.02914) [-0.44361]
<i>R2005(-1)</i>		0.177817 (0.06478) [2.74511]	0.015192 (0.02579) [0.58906]

Continua

Tabela 4 – Estimação da equação de curto prazo considerando todos Refis (Continuação)

<i>Error Correction:</i>	<i>D(LNICMS)</i>	<i>D(LNIBC)</i>
R2005(-2)	0.006028 (0.07699) [0.07829]	-0.072775 (0.03065) [-2.37410]
R2005(-3)	-0.094245 (0.06768) [-1.39256]	0.043406 (0.02695) [1.61088]
R2006(-1)	-0.086709 (0.06015) [-1.44148]	0.016963 (0.02395) [0.70829]
R2006(-2)	0.016697 (0.07423) [0.22495]	-0.060390 (0.02955) [-2.04350]
R2006(-3)	0.002036 (0.05877) [0.03464]	-0.015787 (0.02340) [-0.67465]
R2009(-1)	0.139806 (0.06292) [2.22185]	0.035432 (0.02505) [1.41432]
R2009(-2)	-0.122250 (0.07368) [-1.65920]	-0.056579 (0.02934) [-1.92871]
R2009(-3)	0.012295 (0.06406) [0.19191]	0.044901 (0.02551) [1.76036]
R2013(-1)	0.073590 (0.06312) [1.16589]	0.007022 (0.02513) [0.27942]
R2013(-2)	-0.116206 (0.07273) [-1.59787]	0.020374 (0.02896) [0.70365]
R2013(-3)	0.085442 (0.06300) [1.35618]	-0.012665 (0.02508) [-0.50492]
R2014(-1)	-0.052686 (0.07299) [-0.72183]	-0.022068 (0.02906) [-0.75939]
R2014(-2)	-0.091321 (0.07299) [-1.25118]	-0.058345 (0.02906) [-2.00778]
R2014(-3)	-0.006862 (0.07412) [-0.09257]	0.016228 (0.02951) [0.54992]
R2015(-1)	-0.023284 (0.05730) [-0.40639]	-0.018681 (0.02281) [-0.81893]
R2015(-2)	0.033485 (0.07239) [0.46255]	0.021828 (0.02882) [0.75732]
R2015(-3)	-0.014231 (0.05724) [-0.24865]	-0.022355 (0.02279) [-0.98101]
R2017(-1)	-0.014378 (0.04293) [-0.33488]	0.026209 (0.01709) [1.53324]

Continua

Tabela 4 – Estimação da equação de curto prazo considerando todos Refis (Continuação)

<i>R-squared</i>	0.522095	0.503814
<i>Adj. R-squared</i>	0.426514	0.404577
<i>Sum sq. Resids</i>	0.804516	0.127530
<i>S.E. equation</i>	0.072045	0.028684
<i>F-statistic</i>	5.462333	5.076863
<i>Log likelihood</i>	244.1047	416.3213
<i>Akaike AIC</i>	-2.268500	-4.110388
<i>Schwarz SC</i>	-1.715583	-3.557471
<i>Mean dependent</i>	0.004150	0.002168
<i>S.D. dependent</i>	0.095135	0.037173
<hr/>		
<i>Determinant resid covariance (dof adj.)</i>		4.27E-06
<i>Determinant resid covariance</i>		2.93E-06
<i>Log likelihood</i>		660.4260
<i>Akaike information criterion</i>		-6.357497
<i>Schwarz criterion</i>		-5.217106

Fonte: Elaboração Própria

A função de resposta ao impulso define o efeito do choque exógeno de uma perturbação aleatória sobre os valores presentes e passados das variáveis endógenas. Quando se aplica um choque não antecipado no valor equivalente a um desvio padrão sobre o Índice de Atividade do Banco Central o ICMS reage positivamente após o primeiro mês, e caindo logo em seguida, a sua estabilidade ocorre após o vigésimo mês (Figura B1 do APÊNDICE B).

Os resultados relativos à decomposição da variância que fornece a participação do erro da variância (prevista), atribuída aos choques de uma determinada variável contra os choques nas outras variáveis do sistema. Supõe-se que um choque não antecipado sobre as variáveis analisadas perdure no máximo 30 meses. De acordo com os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão para a variável ICMS, no trigésimo mês, cerca de 63% da variância dos erros de previsão da variável ICMS são atribuídas a ela mesmo e 37% à taxa do IBC. Neste caso, o IBC se constitui variável importante para determinar o ICMS (Tabela C1 do APÊNDICE C).

Ao se analisar a decomposição da variância dos erros de previsão relativamente à variável IBC, observa-se que, após um choque não antecipado sobre essa variável e decorridos 30 meses, cerca de 58% do comportamento dessa variável se deve a ela própria, sendo que o restante, 42% se deve ICMS (Tabela C2 do APÊNDICE C).

Na tabela 5 foram realizados testes de causalidade de Granger para verificar o grau de relacionamento entre as variáveis do modelo. Partindo-se da hipótese nula de que não há causalidade entre as variáveis, os resultados apresentados mostram que o ICMS não afeta o comportamento do IBC, comprovados pelo resultado do p-valor (0,46) que não rejeita a hipótese nula a um nível de significância de 5%. Por outro lado, a variável IBC influencia o

comportamento do ICMS, ou seja, IBC “causam no sentido Granger”. Logo a hipótese nula de que IBC não causam ICMS ao nível de significância de 5% é rejeitada. O sentido de causalidade é unidirecional, indicando que quando o IBC cresce o ICMS é beneficiado.

TABELA 5 – Resultados dos testes de causalidade de Granger para as variáveis ICMN, IBC, janeiro de 2003 a novembro 2018.

<i>Teste</i>	<i>Hipótese nula</i>	<i>Teste</i>	<i>Graus de liberdade</i>	<i>p-valor</i>
1	ICMS não causa-granger IBC	1,53	2	0,4663
2	IBC não causa-granger ICMS	23,08	2	0,0000

Fonte: Dados da pesquisa.

6. CONCLUSÕES E SUGESTÕES

A concessão de incentivos, como descontos em multas e parcelamento dos pagamentos, para que contribuintes possam regularizar seus débitos tributários tem sido utilizada por diversos países, sendo denominada na literatura especializada como anistia fiscal. No Brasil, essa política ficou popularmente conhecida com REFIS, tendo sido utilizada tanto pelo governo nacional como pelos subnacionais.

Especificamente no Estado do Ceará foram lançados 14 programas de anistia fiscal desde o ano de 1992, ou seja, uma média de um programa a cada dois anos. É interessante observar que, conforme destacado por alguns autores citados anteriormente, o uso repetido desse tipo de política tanto pode ter efeitos negativos no longo prazo como pode resultar na ineficiência desse instrumento para o incremento da arrecadação.

Constatou-se, ainda que os programas de refinanciamento fiscal do Ceará focaram na regularização dos débitos em atraso, sem serem acompanhados de medidas que aumentassem o custo para os contribuintes (na forma de multas, punições ou maior rigor em auditorias) que atrasam suas obrigações. Deve-se notar que, como destacam Alm, McKee e Beck (1990), que o endurecimento das regras fiscais e punições são fatores essenciais para a efetividade de uma anistia fiscal.

Nesse sentido, e utilizando técnicas de regressão, constatou-se que, no Ceará, o repetido uso de programas de refinanciamento fiscal não contribuem para o aumento da arrecadação, sendo esse resultado coerente com o previsto pela teoria e constatado em outros estudos. É interessante observar que apenas o REFIS de 2005 apresentou algum resultado na arrecadação de curto prazo, dado que nos outros o efeito foi nulo.

Adicionalmente constatou-se, após uma análise da relação de causalidade, ou seja, o grau de relacionamento entre as variáveis do modelo, que a arrecadação do ICMS não afeta o

comportamento da variável que representa o nível de atividade (IBC-Ce) que, por sua vez, influencia o comportamento do ICMS. Isto é, o sentido da causalidade é unidirecional.

7. BIBLIOGRAFIA

ALM, James, **McKEE**, Michael, **BECK**, William. Amazing Grace: Tax Amnesties and Compliance. *National Tax Journal*, Vol. 43, no 1, (march, 1990), pp23-27.

ALM, James, **BECK**, William. Tax Amnesties and Compliance in the Long Run: A Time Series Analyses. *National Tax Journal*, Vol. 46, no 1, (march, 1993), pp53-60

ALM, James, **VAZQUEZ**, Jorfe Martinez, **WALLACE**, Sally. Do Tax Amnesties Work? The Revenue Effects of Tax Amnesties During the Transition in the Russian Federation. *Economic Analysis & Policy*, Vol. 39, n° 2, September, 2009.

CASTELO, Adré da Mota. O Impacto do Programa de Recuperação Fiscal na Inadimplência Tributária do Estado do Ceará – Uma Análise do Antes e Depois do REFIS Estadual de 2009. Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2016 (Dissertação de Mestrado).

CHOW, G. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, n. 28, p. 591-605, 1960.

DICKEY, D. A., **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.

DURBIN, Jeffrey A., **GRAETZ**, Michael A., **WILDE**, Louis L.. State Income Tax Amnesties I: Causes. California Institute of Technology, Pasadena California. Social Science Working Paper 712. 1992.

ENGLE, R. F., **GRANGER**, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing . *Econometrica*, v. 55, 1987.

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

ENGLE, R. F.; **GRANGER**, C. W. J. Long-run economic relationship: readings in cointegration. New York: Oxford University Press, 1991.

GRANGER, C. W. J.; **NEWBOLD**, P. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 2, 1974, pp. 111-120.

HAMILTON, J. D. Time series analysis, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1994.

HARVEY, A. C.; The econometric analysis of time series, 2^a ed., MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1990.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1998.

_____. Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. *Journal of Econometrics*, v. 52, p. 389-402, 1992a.

_____. Identification of the long-run and the short-run structure: an application to the IS-LM model. *Journal of Econometrics*, v. 63, p. 7-36, 1994.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of economics and Statistics*, v, 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

KARA, Huseyin. The Effects of tax Revenue and Shadow Economy in Turkey. Middle East Technical University. Turkey, 2014.

LUITEL, Hari S., SOBEL, Russel S. The Revenue Impact of Repeated Tax Amnesties. *Public Budgeting & Finance* 27 (3): 19-38. September, 2007.

LÜTKEPOHL, H. Introduction to multiple time series analysis, Springer-Verlag, Berlin 1991.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZING, M. Applied time series econometrics. Cambridge University Press, 2004.

MOREIRA, Marcelo C. A Influência do REFIS 2009 na Inadimplência dos Contribuintes Industriais do Estado do Ceará – Análise de Quebra Estrutural. Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2014 (Dissertação de Mestrado).

PAES, N. O Hiato Tributário do Imposto sobre Produtos Industrializados – Evidências Setoriais. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, v.11, n.2, p.41-53, 2011.

PAES, Nelson L. O Parcelamento Tributário e Seus Efeitos sobre o Comportamento dos Contribuintes. *Economia*, Brasília(DF), v.13, n.2, p.345–363, mai/ago 2012.

PAES, Nelson L. Os Efeitos dos Parcelamentos sobre a Arrecadação Tributária. *Estud. Econ., São Paulo*, vol. 44, n.2, p. 323-350, abr.-jun. 2014.

SEGURA, Liliane C., FORMIGONI, Henrique, GRECCO, Marta C. P. Um Estudo Sobre a Relação Entre Adesão das Companhias Abertas ao REFIS E O Seu Capital De Giro Líquido. *Advances in Scientific and Applied Accounting*. São Paulo, v.5, n.3, p. 427-446, 2012.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality, *Econometrica* 48: 1-48, 1980.

VILLALBA, Miguel A. S. On the effects of repeated tax amnesties. MPR Paper No. 80936, posted 25 August 2017.

VOGELSANG, T. J. Wald-type tests for detecting breaks in the trend function of a dynamic time series. *Econometric Theory*, v. 13, n. 6, p. 818-849, 1997.

SRF . *Estudo sobre impactos dos parcelamentos especiais*. Disponível em: <<http://idg.receita.fazenda.gov.br/orientacao/tributaria/pagamentos-e-parcelamentos/arquivos-e-imagens-parcelamento/estudo-sobre-os-impactos-dos-parcelamentos-especiais.pdf/view>>. Acesso em 10 out. 2019. 2017.

APÊNDICE A

Testes de Estacionariedade

Para analisar a estacionariedade, foram realizados testes para identificar a presença de raiz unitária nas séries, que são apresentados a seguir..

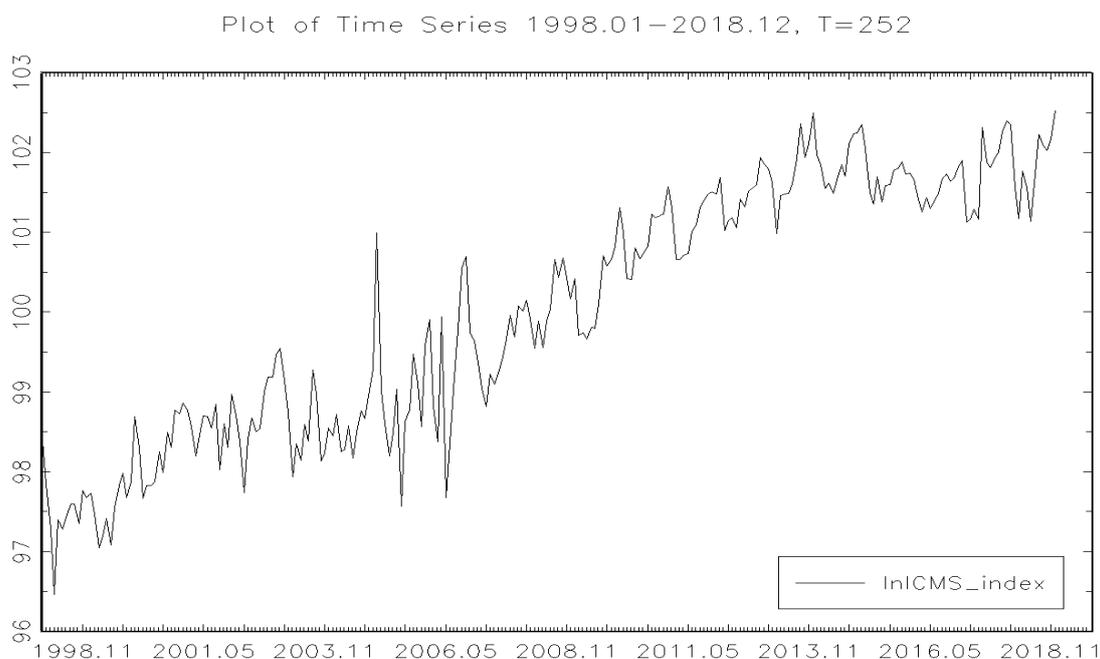


Figura A1 – Trajetória do ICMS em nível em janeiro de 1998 a novembro de 2018

Para verificar a estacionariedade das séries e determinar a ordem de integração das variáveis utilizadas, foram realizados testes de raiz unitária Dickey-Fuller (ADF), com defasagens baseadas no SIC (Schwarz Information Criterion). As estatísticas τ_μ, τ_t, τ correspondem às equações com constante e sem tendência, com constante e com tendência e, sem constante e sem tendência, respectivamente.

Os resultados apresentados na tabela 1, com as variáveis em nível, sugerem a não-estacionariedade de todas as séries ao nível de significância de 5%. A única rejeição da hipótese nula de raiz unitária corresponde ao teste com constante e tendência para ICMS.

TABELA A1 – Teste de raiz unitária, Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as variáveis do ICMS e IBC, ambas em nível, para o primeiro mês de 2003 ao décimo primeiro mês de 2018.

	τ_{μ}	Defasagens	τ_t	Defasagens	τ	Defasagens
ICMS	-1,7678	11	-6,2667*	11	3,4321	11
IBC	-2,5363	12	-1,1783	12	1,8407	12

Fonte: Dados da pesquisa.

Os valores críticos para os modelos ao nível de significância de 5% são:

$$\tau_{\mu} = -2,88$$

$$\tau_t = -3,43$$

$$\tau = -1,94$$

*Indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%.

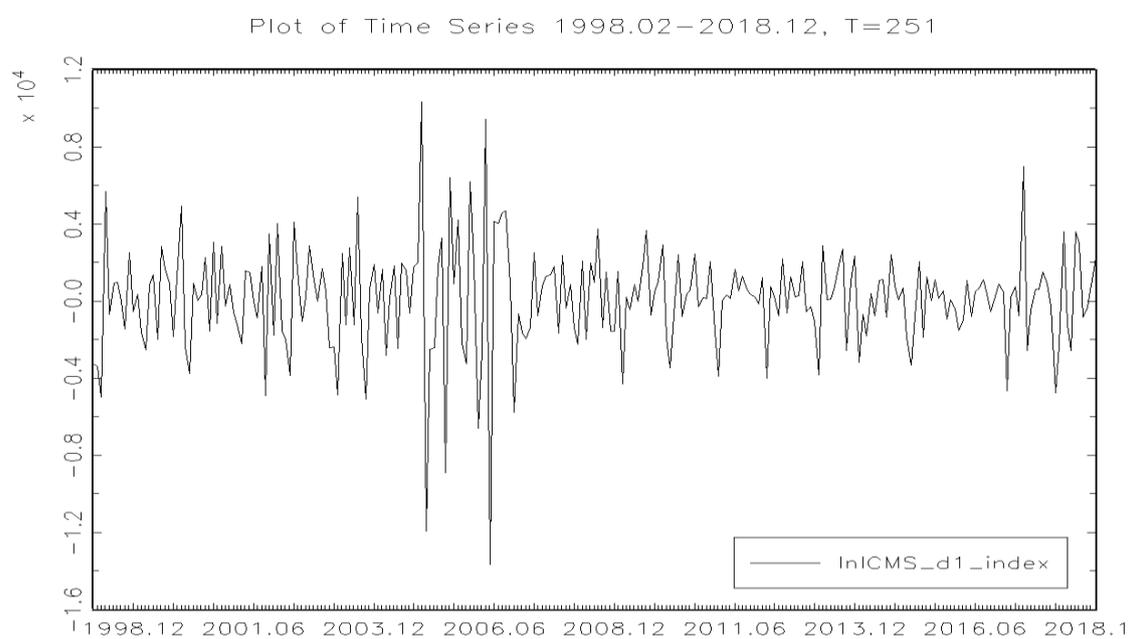


Figura A2 – ICMS em primeira diferença em janeiro de 1998 a novembro de 2018.

A tabela 2 apresenta o teste ADF aplicado às variáveis em primeiras diferenças e aponta para todos os casos, a rejeição da hipótese nula de raiz unitária, ou seja, todas as séries são estacionárias em primeiras diferenças ao nível de significância de 5%. Este resultado é um forte indicativo de que as séries em nível são integradas de ordem um, I(1).

TABELA A2 – Teste de Raiz Unitária, Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as variáveis do modelo de ICMS e IBC, em primeira diferença, para o primeiro mes de 2003 ao décimo primeiro mes de 2018.

	τ_{μ}	Defasagens	τ_t	Defasagens	τ	Defasagens
$D(ICMS)$	-9,2317*	10	-9,4414*	10	-9,2568*	10
$D(IBC)$	-3,5972*	11	-4,2745*	11	-3,0292*	11

Fonte: Dados da pesquisa.

Os valores críticos para os modelos ao nível de significância de 5% são:

$$\tau_{\mu} = -2,88$$

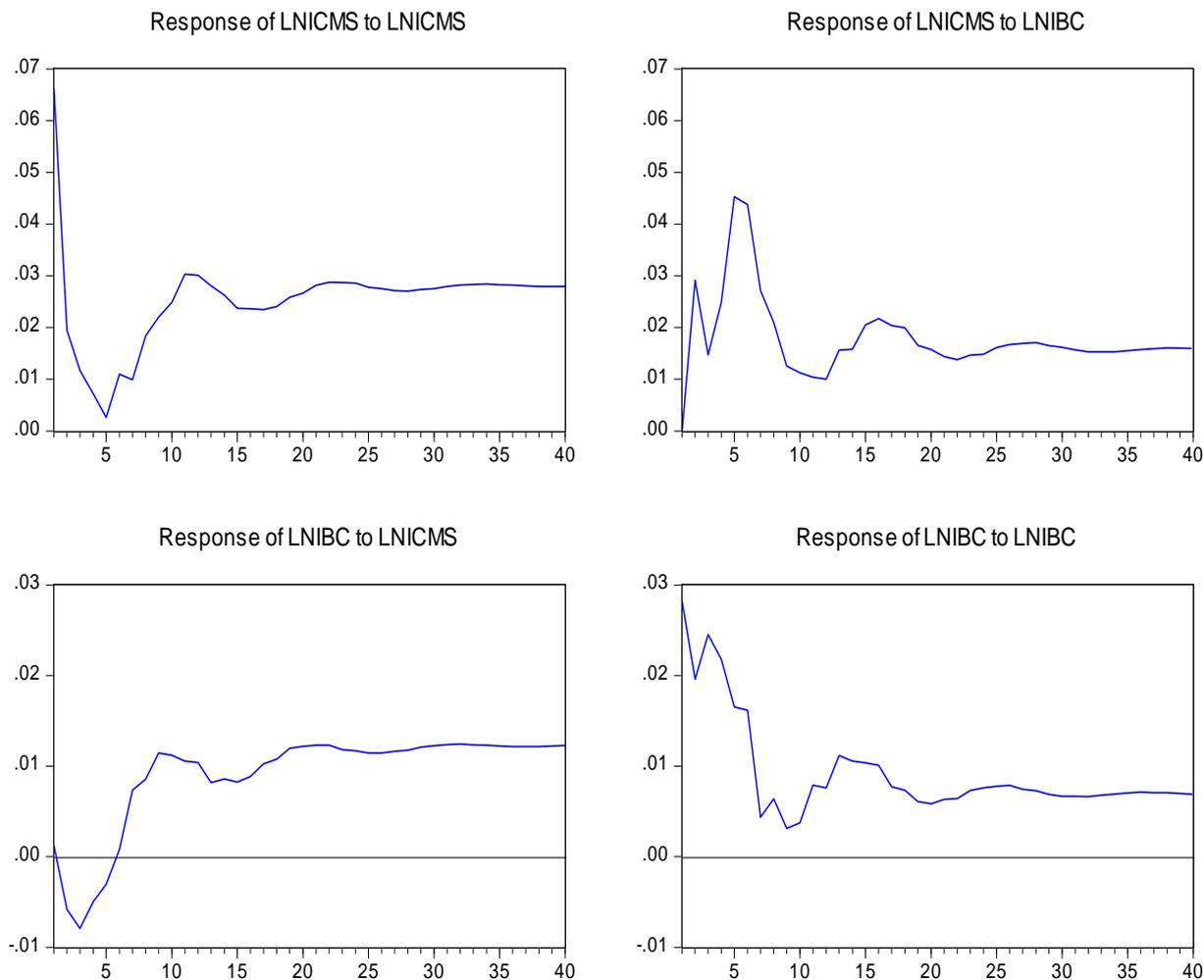
$$\tau_t = -3,43$$

$$\tau = -1,94$$

*Indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%.

APÊNDICE B

FIGURA B1 – Resposta do Imposto sobre Circulação de Mercadorias (ICMS) devido a um choque não antecipado sobre o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC)
Response to Cholesky One S.D. Innovations



APÊNDICE C

TABELA C1 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem da variável ICMS em relação a ICMS E IBC, janeiro de 2003 a novembro de 2018.

Variável	Período	ICMS(%)	IBC(%)
ICMS	1	100	0
	5	57	43
	10	48	52
	15	56	44
	20	57	43
	25	61	39
	30	63	37

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA C2 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem da variável IBC em relação a ICMS E IBC, janeiro de 2003 a novembro de 2018.

Variável	Período	ICMS (%)	IBC (%)
IBC	1	0	100
	5	5	95
	10	15	95
	15	22	78
	20	30	70
	25	37	63
	30	42	58

Fonte: Dados da pesquisa.