

MERCADO DE CIGARROS LEGAIS E ILEGAIS NO BRASIL: UMA ANÁLISE ECONOMÉTRICA

LEGAL AND ILLEGAL CIGARETTE MARKET IN BRAZIL: AN ECONOMETRIC ANALYSIS

MARIO ANTONIO MARGARIDO¹
 PERY FRANCISCO ASSIS SHIKIDA²
 DANIEL K. KOMESU³

RESUMO: Uma parte da literatura sobre o tema do cigarro tem mostrado que é importante aumentar o preço desse produto para reduzir seu consumo, enquanto outra linha de estudos sugere que isso contribui para o aumento do cigarro ilícito no Brasil. Nesse sentido, o objetivo do presente trabalho é determinar as elasticidades preço da demanda, renda e preço cruzada no mercado de cigarros no País, utilizando modelos de séries temporais, para analisar o comportamento dos cigarros lícitos e ilícitos. Os resultados obtidos mostram que a elasticidade preço da demanda para o cigarro lícito demonstrou uma relação elástica, a elasticidade renda apresentou inelasticidade, porém próxima da elasticidade unitária, e a elasticidade preço cruzada revelou uma relação inelástica entre os cigarros lícitos e ilícitos. O uso do procedimento da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão e Função de Resposta de Impulso confirmaram a robustez dos resultados econométricos obtidos para as três elasticidades medidas. Esses resultados indicam que a elevação dos preços do cigarro, por meio de políticas tributárias, com o objetivo de desencorajar o consumo, não tem alcançado o seu propósito devido à tendência natural de substituição do produto de preço elevado pelo de preço menor, com queda da arrecadação tributária.

PALAVRAS-CHAVE: produtos lícito e ilícito; tabagismo; contrabando; aumento de imposto.

ABSTRACT: Part of the literature on the subject of cigarettes has shown that it is important to increase the price of this product to reduce its consumption, while another line of studies suggests that this contributes to an increase in illicit cigarettes in Brazil. In this sense, the aim of this paper is to determine the price elasticities of demand, income, and cross-price in the Brazilian cigarette market, using time series models, to analyze the behavior of licit and illicit cigarettes. The results obtained show that the price elasticity of demand for licit cigarettes showed an elastic relationship, the income elasticity showed inelasticity (but close to unitary elasticity), and the cross-price elasticity revealed an inelastic relationship between licit and illicit cigarettes. Furthermore, the use of the Forecast Error Variance Decomposition and Impulse Response Function procedure confirmed the robustness of all econometric results obtained for the three elasticity measures. These results indicate that the increase in cigarette prices through tax policies, with the objective of discouraging consumption, has not achieved its purpose due to the natural tendency to substitute the higher-priced product for the lower-priced one, leading to a rise in the market share of illicit cigarettes in Brazil, with a drop in tax collection.

KEYWORDS: licit and illicit products; smoking; smuggling; tax increases.

JEL Codes: H21, H26.

¹ Economista (FEA/USP), Mestre em Economia de Empresas (EAESP/FGV), Doutor em Economia Aplicada (ESALQ/USP). Pós-doutor em Economia (EESP/FGV). Professor Cursos Masters (EESP/FGV). Senior Partner e Líder de Econometria da Pezco Economics. Pesquisador do PSP Hub. mario.margarido@pezco.com.br

² Economista (UFMG), Mestre em Economia Agrária e Doutor em Economia Aplicada pela ESALQ/USP. Pós-doutor em Economia (EESP/FGV). Professor da Universidade Estadual do Oeste do Paraná. Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPq. pery.shikida@unioeste.br

³ Economista (UNIP). *Partner Data Science*: Pezco Economics. danielkomesu@pezco.com.br

1. INTRODUÇÃO

De acordo com o site do Ministério da Saúde/Instituto Nacional de Câncer – INCA (2022), o Brasil faz parte do Protocolo para Eliminar o Comércio Ilícito de Produtos de Tabaco, juntamente com outros 63 países, incluindo o Paraguai. A adesão brasileira ao Protocolo ocorreu por meio do Decreto Legislativo nº 185, de 11 de dezembro de 2017, sendo promulgada em 2018 via Decreto nº 9.516. O principal objetivo dessa adesão é dificultar o acesso a cigarros normalmente mais baratos. Os cigarros vendidos ilegalmente têm preços menores do que o preço mínimo estipulado por lei, o que os torna mais competitivos em relação aos cigarros lícitos. Essa medida busca impactar não apenas a iniciação ao tabagismo, mas também a fidelidade ao consumo, uma vez que o tabaco é um produto que causa dependência.

Além disso, o tabagismo está incluído na Classificação Internacional de Doenças (CID10) da Organização Mundial da Saúde (OMS), devido à dependência de nicotina e outros fatores prejudiciais à saúde do consumidor (AGÊNCIA NACIONAL DE VIGILÂNCIA SANITÁRIA – ANVISA, 2014). Portanto, o mercado de tabaco deve estar sujeito a políticas governamentais. Nesse sentido, é responsabilidade do Estado intervir nesse mercado para garantir uma produção com rigoroso controle de qualidade e implementar políticas de preços que desencorajem o consumo presente e futuro, especialmente no caso dos cigarros. E uma das estratégias para aumentar os preços é a aplicação de alíquotas tributárias elevadas e a implementação de uma política de preço mínimo para o cigarro, atualmente fixada em cinco reais por maço. Essa tem sido a diretriz adotada pelo governo federal, que continua sendo aplicada até os dias atuais (NICOLA; MARGARIDO; SHIKIDA, 2022).

Uma abordagem ideal para qualquer país que busca melhorar as condições de saúde de sua população é reduzir o consumo de produtos derivados do tabaco legalmente produzidos, que são mais caros, e minimizar ao máximo o consumo de produtos similares contrabandeados, que são mais baratos. No entanto, a escolha de uma categoria de produto é influenciada por diversos fatores, como o hábito de consumo, o preço, a marca, a renda do consumidor e o preço de produtos substitutos, entre outros. A sensibilidade à demanda entre os grupos de consumidores de cigarro não difere desse contexto, sendo frequentemente influenciada pelo seu dispêndio, especialmente entre as classes mais populares. Em outras palavras, quanto menor o preço, maior a preferência, sendo que esse efeito é mais intenso nas classes de menor poder aquisitivo.

A justificativa para a prática de preços elevados na comercialização de cigarros para o consumidor baseia-se na Teoria Econômica, remontando ao conceito de elasticidade. De acordo com essa teoria, é o preço que determina a quantidade demandada e não o contrário. Portanto, o conceito de elasticidade preço da demanda, que representa a relação (ou fração) entre a variação percentual na quantidade e a variação percentual no preço, deve ser interpretado como as variações percentuais nos preços que influenciam as variações percentuais nas quantidades demandadas de um determinado produto. É importante realçar que a relação entre preço e quantidade demandada é inversa no caso de bens considerados normais, ou seja, quando o preço do produto se eleva, sua quantidade demandada se retrai. No entanto, a questão é: em que magnitude ocorre essa diminuição? Para responder a essa pergunta, é necessário trabalhar com o conceito de elasticidade preço da demanda, além de considerar outros conceitos de elasticidade, como a elasticidade renda e a elasticidade preço cruzada.

Com efeito, os sucessivos aumentos na alíquota tributária do cigarro acarretaram uma expressiva elevação do preço desse produto, o que incentivou a entrada de cigarros ilícitos no mercado nacional. Nesse caso, espera-se que a elasticidade preço da demanda, antes era considerada inelástica, se aproxime da unidade ou se torne elástica no longo prazo. Ademais, é importante examinar o impacto da renda na demanda por cigarros legais. Espera-se que, à medida que a renda cresça, a demanda por cigarros legais também aumente, indicando que a

elasticidade renda seja positiva e próxima da unidade. Por fim, é esperado que a demanda por cigarros ilícitos afete a demanda por cigarros legais, isto é, um aumento no preço dos cigarros ilícitos deve levar a um aumento na quantidade demandada por cigarros legais, o que implica em uma elasticidade preço cruzada positiva.

Isto posto, o escopo deste artigo é determinar as elasticidades no mercado de cigarros no Brasil utilizando modelos de séries temporais. Especificamente, o objetivo é estimar as elasticidades preço da demanda, renda e preço cruzada para o mercado de cigarros no Brasil. Além desta concisa introdução (Seção 1), discutem-se nas próximas seções uma breve revisão de literatura sobre o mercado de cigarros no Brasil (Seção 2), o material e métodos (Seção 3) e os resultados e discussão (Seção 4). As considerações finais procuram resumir este estudo (Seção 5).

2. UMA BREVE REVISÃO DE LITERATURA SOBRE O MERCADO DE CIGARROS NO BRASIL

A lógica por trás da tributação de cigarros é aparentemente simples. Devido ao fato de o cigarro ser um produto com alta fidelidade ao consumo e não possuir (teoricamente) um substituto perfeito, ele é considerado inelástico, o que significa que as empresas podem aumentar os preços sem uma redução significativa na quantidade demandada. Destarte, o governo pode aplicar alíquotas tributárias elevadas ao cigarro sem perder receita tributária e, *pari passu*, desestimular o consumo. Além disso, a tributação sobre o cigarro também está relacionada ao ônus econômico e social que o seu consumo acarreta para a saúde pública (NICOLA; SHIKIDA; MARGARIDO, 2020).

No Brasil, Carvalho e Lobão (1998) estimaram a elasticidade-preço da demanda por cigarros legais usando uma série temporal bimestral de 1983 a 1994, sendo os coeficientes encontrados de -0,14 para o curto prazo e -0,49 para o longo prazo. Iglesias et al. (2007) realizaram essa mesma estimativa, porém, utilizando uma série temporal bimestral de 1991 a 2005, e encontraram coeficientes de -0,27 para o curto prazo e -0,48 para o longo prazo. Esses resultados corroboram a estratégia de aumentar o preço por meio da tributação para desestimular a demanda e reduzir as externalidades negativas associadas ao uso do tabaco.

Levy, Almeida e Szklo (2012) desenvolveram um modelo para avaliar a eficácia da política de controle do tabaco no Brasil. As estimativas obtidas indicam que houve uma redução de quase 50% no número de fumantes entre 1989 e 2010, sendo que 46% dessa redução foi atribuída à estratégia de aumento dos preços do tabaco por meio da tributação. Por outro lado, Iglesias et al. (2017) calcularam a proporção do consumo de tabaco proveniente do mercado ilícito e extrapolaram os resultados para todo o território brasileiro. Eles observaram que a proporção do mercado ilegal aumentou de 16,6% em 2008 para 31,1% em 2013, evidenciando que os fumantes estão recorrendo a alternativas diante das medidas de controle do tabaco em vigor.

Nessa linha de revisita à literatura, tem-se que o artigo de Franco-Churruarin e Gonzalez-Rozada (2022) afirma que o aumento da tributação sobre o cigarro resulta em um aumento no preço para o consumidor, atrasando em até 2,5 anos a idade em que as pessoas começam a fumar. É importante ressaltar que esse estudo aborda apenas o aumento do preço como um fator que pode influenciar o atraso no início do consumo de cigarros, baseando-se no argumento clássico de que o cigarro não possui um substituto adequado.

Os artigos de Divino et al. (2023) e da Universidade Católica de Brasília (2023) compartilham essa mesma linha de pensamento. Eles defendem que o aumento da tributação sobre o cigarro é suficiente para desestimular as pessoas a fumarem, com base nos argumentos tradicionais de que o cigarro é um produto viciante, sem substituto adequado, e que o aumento do preço por meio da tributação reduz o número de fumantes, além de gerar mais recursos

financeiros para custear o sistema de saúde. Embora esses artigos mencionem o mercado ilícito de cigarros, eles também argumentam que é necessário fortalecer os mecanismos de repressão para minimizar os efeitos desse mercado.

No mundo teórico, essa estratégia de elevação das alíquotas tributárias sobre o cigarro é considerada apropriada. No entanto, dependendo das condições reais, essa estratégia pode ter efeitos colaterais adversos, como é o caso do Brasil, onde há um mercado ilícito considerável. Isso se deve, em parte, à extensão das fronteiras brasileiras, que são difíceis de serem fiscalizadas, e ao fato de o Paraguai ser a principal origem do cigarro contrabandeado para o país. Devido a essas condições, os aumentos sucessivos no preço do cigarro legal transferem consumidores, especialmente de baixa renda, para o cigarro ilícito, resultando em perda de arrecadação para os governos federal e/ou estaduais. Além disso, sobrecarrega os serviços de saúde, uma vez que não há qualquer controle sobre os insumos utilizados na produção do cigarro ilícito. Essa situação também afeta desfavoravelmente as empresas do setor de cigarros que operam licitamente no Brasil.

É importante ressaltar que, até o momento, as políticas públicas têm se concentrado principalmente na demanda. No entanto, é necessário também considerar o lado da oferta do mercado de cigarros no Brasil. Anteriormente, prevalecia no Brasil o ponto de vista de que, como o cigarro é um bem de alta fidelidade ao consumo e seu preço era relativamente baixo antes de 2012, não havia interesse de outras empresas, incluindo contrabandistas e produtores domésticos ilegais, em ingressar nesse mercado. Portanto, o custo marginal (variação no custo total de produção decorrente da produção de uma unidade adicional do produto) do contrabandista e do produtor ilícito era maior que a respectiva receita marginal (receita adicional gerada pela produção de uma unidade adicional do produto), o que resultava em um mercado fechado e sem substitutos, ou seja, sem incentivos para sua entrada. Isso explica, em parte, porque a elasticidade preço do cigarro era inelástica.

No entanto, a partir de 2012, o governo adotou uma política tributária agressiva que resultou no aumento dos preços do cigarro nacional. E, devido à extensão das fronteiras brasileiras e à dificuldade de controle (praticamente não existem barreiras à entrada), criou-se uma janela de oportunidade para a entrada do cigarro ilícito, que tem um preço mais baixo (competitivo) no Brasil.

Nesse sentido, alguns pesquisadores e institutos têm questionado a estratégia de aumento de preços dos cigarros como forma de reduzir seu consumo, devido ao aumento do contrabando. Um exemplo é o Instituto de Desenvolvimento Econômico e Social de Fronteiras (IDESF, 2015, p. 10), que apontou que “[...] o cigarro representa hoje 67,44% de todo o contrabando que entra pelas fronteiras, ou o equivalente a R\$ 6,4 bilhões, entre perdas da indústria e não tributação. Destes, R\$ 4,5 bilhões correspondem aos tributos que o governo deixa de arrecadar.”

Já Nicola, Shikida e Margarido (2020) apresentaram uma alternativa para a política de controle do consumo de tabaco no Brasil, uma vez que seu consumo, há algum tempo, não está mais exclusivamente relacionado a problemas de saúde. Nesse sentido, a revisão da alíquota ótima para o Imposto sobre Produto Industrializado (IPI), com base na teoria da Curva de Laffer, representa o primeiro passo para influenciar a dinâmica entre o mercado legal e ilegal de tabaco, além de ampliar a capacidade do Estado em promover ações que reduzam o impacto das externalidades negativas decorrentes do consumo de tabaco. Verificou-se que o cenário ideal, que permitiria à indústria nacional do tabaco competir com o mercado ilegal, seria a adoção de uma regra tributária que contemplasse a segmentação de mercado e possibilitasse a produção de cigarros a preços próximos aos praticados pelo mercado ilegal.

Entre os problemas relacionados ao contrabando de cigarros, de acordo com o Instituto de Desenvolvimento Econômico e Social de Fronteiras (IDESF) (2017, p. 9), destaca-se o fato de que “[...] exércitos de pessoas (incluindo crianças e adolescentes) são recrutados para

trabalhar transportando, armazenando, fazendo a segurança e comercializando as mercadorias contrabandeadas até chegarem ao seu destino final”. Esse ponto, referente à relação do contrabando de cigarros com o trabalho de crianças e adolescentes, é indiscutivelmente uma questão crucial que deve ser incluída nesse debate.

Shikida (2021) realizou um estudo com o objetivo de identificar e analisar os aspectos do envolvimento de crianças e adolescentes no contrabando de cigarros em três cidades fronteiriças: Foz do Iguaçu e Guaíra (PR) e Ponta Porã (MS). Por meio de percepções obtidas em pesquisa de campo junto aos principais atores envolvidos nessa atividade ilegal, o autor concluiu que o impacto negativo causado pelo contrabando de cigarros vai além das questões de saúde pública, abrangendo também aspectos relacionados à segurança e ao âmbito social, devido à participação de crianças e adolescentes nessas atividades. A “lógica perversa da invisibilidade” do contrabando de cigarros envolve o uso do trabalho de crianças e adolescentes, fazendo parte do contexto sociocultural de cidades/regiões, perpetuando-se de geração em geração. Muitas pessoas, inclusive, afirmam que devido à cultura de considerar essa infração penal de pouco poder ofensivo, existe certa condescendência em relação a ela.

Com base nesta breve análise do mercado de cigarros no Brasil, surge uma importante questão: o aumento do imposto sobre os cigarros no Brasil é efetivo na redução do consumo e no aumento das receitas com impostos? A análise econométrica pode contribuir para responder esta pergunta.

3. MATERIAL E MÉTODOS

Para atingir o objetivo do artigo, foram utilizadas 4 (quatro) séries temporais. A primeira é a Quantidade Produzida Total de Cigarros que Pagaram Impostos (*QUANT*), medida em bilhões de unidades. Essa variável é uma proxy para a quantidade comercializada de cigarros, levando em consideração que os impostos correspondentes já foram pagos. A fonte dessa série é a Inteligência em Pesquisa e Consultoria Estratégica – IPEC (2023). A segunda série utilizada é o Produto Interno Bruto Nominal (PIBN) do Brasil, medido em milhões. Essa variável é uma proxy da renda. A fonte dessa série é o IPEADATA (2023). Além disso, também foram utilizadas as séries dos Preços Médios do Cigarro Lícito (*PCL*) e do Cigarro Ilícito (*PCI*), provenientes do IPEC (2023).

Em relação às variáveis *PIBN*, *PCL* e *PCI* foram utilizadas as séries nominais, não séries reais (ou deflacionadas), e há duas justificativas para esse procedimento. Em primeiro lugar, não há um deflator disponível para o PIB mensal. Além disso, a utilização de um deflator genérico pode introduzir distorções no processo de gerador da série do PIB, uma vez que os deflatores são construídos com base em operações matemáticas específicas que geralmente não estão disponíveis para acesso direto. Portanto, devido à falta de um deflator específico para o PIB mensal e às limitações associadas à utilização de um deflator genérico, optou-se por utilizar a série nominal do *PIBN* para análise e interpretação dos dados.

Em segundo lugar, é necessário realçar que os modelos de séries temporais utilizam variáveis estacionárias. Isso implica que as respectivas tendências devem ser eliminadas antes das estimativas dos modelos correspondentes. Dessa forma, a tendência causada pela inflação nos preços é eliminada no processo de tornar as séries estacionárias, conforme apresentado em Pino e Rocha (1994). Inicialmente, o Método da Decomposição X13-ARIMA-SEATS foi utilizado para verificar a presença de sazonalidade nas séries *QUANT* e *PIBN*. Uma vez confirmada a presença de sazonalidade, a série será dessazonalizada. Posteriormente, poderá ser usada no modelo para estimar as elasticidades.

Para determinar a ordem de integração de cada variável, utilizou-se o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme apresentado em Dickey e Fuller (1979 e 1981). A fim de identificar possíveis relacionamentos de longo prazo entre as variáveis,

empregou-se o teste de cointegração desenvolvido por Johansen e Juselius (1990). Além disso, foi utilizado o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) para realizar a análise econômica do relacionamento de curto e longo prazo⁴. Foram conduzidos testes de exogeneidade⁵ com restrições nos parâmetros de curto prazo para examinar como as variáveis respondem as mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo.⁶ Por fim, foram aplicadas a Decomposição da Variância dos Erros de Previsão e a Função de Resposta a Impulsos.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

O primeiro procedimento consistiu em verificar se as séries *QUANT* e *PIBN* apresentavam sazonalidade. Para isso, foi aplicado o Método da Decomposição X13-ARIMA-SEATS. A primeira série analisada corresponde à variável *QUANT*.

Após a aplicação da variável *QUANT* no X13-ARIMA-SEATS, os índices sazonais mensais correspondentes foram estimados. Com base nesses índices, foram calculados os índices sazonais mensais médios e o Coeficiente de Amplitude Sazonal (CAS) correspondente, a fim de determinar a magnitude da sazonalidade na série *QUANT*. O CAS obteve um valor de 24,42%. Portanto, conclui-se que a série *QUANT* apresenta sazonalidade, sendo necessário remover essa sazonalidade da série.

Um procedimento semelhante foi realizado em relação à variável *PIBN*, e o CAS para essa variável foi calculado como 7,84%. Embora esse valor seja menor do que o CAS da variável *QUANT*, ainda indica que a série nominal do PIB também apresenta sazonalidade. Portanto, é necessário remover essa sazonalidade da série antes de determinar a sua ordem de integração

Posto que as variáveis *QUANT* e *PIBN* apresentam sazonalidade, ambas foram dessazonalizadas e renomeadas. A variável *QUANT* foi renomeada como *QUANT_d11*, e a variável *PIBN* foi renomeada como *PIBN_d11*. Com o objetivo de obter as elasticidades correspondentes, aplicou-se o logaritmo neperiano em todas as variáveis. O benefício de se trabalhar com o logaritmo neperiano das variáveis é que os coeficientes estimados representam diretamente as respectivas elasticidades. Assim, após a aplicação do logaritmo neperiano, as variáveis passaram a ser denominadas de: *LQUAT_d11*, *LPIBN_d11*, *LPCL* e *LPCI*, respectivamente.

A próxima etapa envolveu a determinação da ordem de integração de cada variável. Para isso, foi utilizado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), considerando as variáveis em nível e diferenciadas, conforme apresentado na Tabela 1. Com exceção do modelo apenas com constante para a variável *LPCL*, os resultados de forma clara indicam que todos os modelos e variáveis, quando consideradas em nível, apresentam raiz unitária, dado que as respectivas hipóteses nulas de que as variáveis têm raiz unitária não podem ser rejeitadas, conquanto em todos os casos os *P*-valores correspondentes estão acima do nível de significância de 10%. Como já mencionado, para o modelo somente com constante para a variável *LPCL*, o nível de significância é igual a 1,39%, nesse íterim, dependendo do nível de significância adotado, pode-se concluir que a variável em nível tem ou não tem raiz unitária.

⁴ Sobre isto, ver: Banerjee et al. (1993).

⁵ Sobre isto, ver: Harris (1995).

⁶ Detalhes sobre cointegração de Johansen, Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) e testes de exogeneidade podem ser encontrados em Johansen (1995), Harris e Sollis (2003), Margarido (2020) dentre outros.

Tabela 1. Resultados dos Testes de Raiz Unitária ADF, Variáveis em Nível e Diferenciadas, *LQUANT d11*, *LPIBN d11*, *LPCL* e *LPI*, Jan. 2009 – Dez. 2022

Variáveis	Estatística τ	Prob<Tau	Resultado
<i>LQUANT_d11</i> ⁴	-1,08966 ¹	0,9294	Raiz Unitária
	-2,0024 ²	0,286	Raiz Unitária
	-1,04739 ³	0,2666	Raiz Unitária
∇ <i>LQUANT_d11</i> ⁵	-12,7346 ¹	7,849e-32	Estacionária
	-12,5545 ²	1,646e-27	Estacionária
	-12,5142 ³	3,552e-26	Estacionária
<i>LPIBN_d11</i> ⁴	-2,75279 ¹	0,2152	Raiz Unitária
	-1,38744 ²	0,5902	Raiz Unitária
	5,45084 ³	1	Raiz Unitária
∇ <i>LPIBN_d11</i> ⁵	-13,1039 ¹	1,359e-33	Estacionária
	-13,0749 ²	3,462e-29	Estacionária
	-11,193 ³	1,108e-22	Estacionária
<i>LPCL</i> ⁴	-1,92611 ¹	0,6407	Raiz Unitária
	-3,32222 ²	0,01395	Raiz Unitária
	3,06391 ³	0,9995	Raiz Unitária
∇ <i>LPCL</i> ⁵	-10,8744 ¹	1,986e-23	Estacionária
	-10,4745 ²	9,801e-21	Estacionária
	-9,84672 ³	5,029e-19	Estacionária
<i>LPCI</i> ⁴	-2,38211 ¹	0,3889	Raiz Unitária
	-0,921663 ¹	0,782	Raiz Unitária
	2,11537 ³	0,9923	Raiz Unitária
∇ <i>LPCI</i> ⁵	-13,4192 ¹	4,064e-35	Estacionária
	-13,4513 ²	2,181e-30	Estacionária
	-12,9702 ³	2,42e-27	Estacionária

Notas: ¹ Modelo com tendência e constante; ² Modelo somente com constante e ³ Modelo sem tendência e sem constante. ⁴ Série em Nível. ⁵ Série Diferenciada de Ordem um.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (2023) e IPEADATA (2023).

Sendo o nível de significância de 1%, a Hipótese Nula de raiz unitária não pode ser rejeitada. É necessário realçar que os testes de raiz unitária ADF têm baixo poder, ou seja, seus resultados são influenciados, por exemplo, pela presença ou ausência de termos determinísticos como constante e/ou tendência linear. Especificamente no caso da variável *LPCL*, para os modelos com tendência e constante, e sem tendência e sem constante, as respectivas hipóteses nulas de que a série possui raiz unitária não podem ser refutadas, pois os *P*-valores correspondentes estão muito além do nível de significância de 10%. Por conseguinte, considerando a variável *LPCL* em nível e o modelo somente com constante, conclui-se que essa série tem raiz unitária, conforme apresentado na Tabela 1.

Dando sequência à análise da ordem de integração das variáveis, após a aplicação de uma diferença regular de primeira ordem, todas as variáveis se tornam estacionárias, pois os respectivos *P*-valores estão abaixo do nível de significância de 1%. Portanto, as hipóteses nulas para todas as variáveis e respectivos modelos podem ser rejeitadas (conforme mostrado na Tabela 1). Infere-se que todas as variáveis são integradas de ordem um (I(1)), dado que é necessário aplicar o operador diferença de ordem um para tornar as séries estacionárias.

Na sequência, foi realizado o teste de cointegração para verificar a existência de relacionamento de longo prazo entre as variáveis. Assim como nos testes de raiz unitária, é necessário determinar o número de defasagens a ser utilizado no teste de cointegração. Para esse fim, foi empregado o Critério de Informação *BIC* (*Bayesian Information Criterion*), considerando o contexto multivariado. O resultado do *BIC* indicou a utilização de apenas uma defasagem.

Antes de realizar o teste de cointegração de Johansen, é necessário determinar qual dos cinco casos deve ser considerado no teste, como apresentado em Harris e Sollis (2003). De

acordo com esses autores, existem cinco casos possíveis, levando em consideração a presença ou ausência de termos determinísticos (constante e/ou tendência linear) tanto no Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), que abrange os elementos de curto prazo, quanto no Termo de Correção de Erro (TCE), que considera os aspectos de longo prazo.

Para determinar qual dos cinco casos será escolhido para o teste de cointegração de Johansen, foram testados todos os cinco casos e, também, foi realizada uma análise visual da série *QUANT_d11*. Com base nesses quesitos, foi selecionado o caso 5, que não impõe restrições aos parâmetros determinísticos (constante e tendência). Isto significa que, em relação ao caso 5, há constante e tendência linear no curto prazo (VEC), bem como no caso do Termo de Correção de Erro (TCE).

Outro aspecto relevante a ser destacado é que o Método da Decomposição X13-ARIMA-SEATS identificou a presença de quatro *outliers* na variável *QUANT*. Esses *outliers* são do tipo *Additive Outlier* (AO), o que significa que os efeitos dessas quebras estruturais são transitórios. Esses *outliers* foram identificados nos seguintes períodos: maio de 2010, janeiro de 2011, novembro de 2016 e dezembro de 2016. Todos os *outliers* são estatisticamente significativos ao nível de significância de 5%, conforme apresentado na Tabela 2.

Tabela 2. *Outliers* Detectados, Data da Ocorrência dos *Outliers*, Tipos de *Outliers* e Magnitudes e Significâncias dos *Outliers*, Variável *QUANT_d11*, Jan. 2009 – Dez. 2022

Variável	Parâmetro Estimado	Erro padrão	Valor <i>t</i>
AO2010.May	0,3265	0,06587	4,96***
AO2011.Jan	0,2656	0,06453	4,12***
AO2016.Nov	0,2861	0,06386	4,48***
AO2016.Dec	-0,3515	0,06342	-5,54***

Notas: Número de observações efetivas 155. Valor do *t* de *Student* tabelado 1.96931.***Significativo ao Nível de Significância de 5%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (2023).

Com o objetivo de verificar se as quebras estruturais são consequência das mudanças nas alíquotas sobre o cigarro, apresenta-se a Tabela 3. Essa Tabela contém as datas e todos os tipos de alterações nas alíquotas do cigarro no período de dezembro de 2011 até a última alteração registrada em dezembro de 2016.

Tabela 3. Datas de alterações das alíquotas *ad valorem* e específica, Cigarros, Brasil

Datas das alterações de alíquotas	Regime Especial IPI – Alíquotas		
	<i>Ad Valorem</i>	Específica	
		Maço	Box
01/12/2011 a 30/04/2012	0%	R\$ 0,80	R\$ 1,15
01/05/2012 a 31/12/2012	40,0%	R\$ 0,90	R\$ 1,20
01/01/2013 a 31/12/2013	47,0%	R\$ 1,05	R\$ 1,25
01/01/2014 a 31/12/2014	54,0%	R\$ 1,20	R\$ 1,30
01/01/2015 a 30/04/2016	60,0%	R\$ 1,30	R\$ 1,30
01/05/2016 a 30/11/2016	63,3%	R\$ 1,40	R\$ 1,40
A partir de 01/12/2016	66,7%	R\$ 1,50	R\$ 1,50

Fonte: Receita Federal do Brasil (2022).

Ao analisar em conjunto as Tabelas 2 e 3, observa-se que o *outlier* identificado em maio de 2010 ocorreu antes das modificações nas alíquotas tributárias sobre o setor de cigarros. Portanto, não foi possível identificar qual fator causou essa quebra estrutural. Essa primeira quebra resultou em uma variação temporária no nível da série com uma magnitude de 32,65%.

A segunda quebra estrutural ocorreu em janeiro de 2011, antes das alterações nas alíquotas tributárias. Novamente, não foi possível identificar os fatores que condicionaram essa

quebra estrutural. Apesar dos efeitos serem transitórios, houve uma mudança no nível da série de 26,56%.

A terceira quebra estrutural está registrada em novembro de 2016, o último mês antes da alteração na alíquota *ad valorem* para o cigarro. Essa quebra foi responsável por um aumento temporário no nível da série de 28,61%. É possível que a indústria do cigarro tenha antecipado a produção e a internalização dos impostos ao governo federal, prevendo o aumento da alíquota que ocorreria em dezembro de 2016, com o objetivo de pagar menos impostos.

O quarto *outlier* está registrado em dezembro de 2016, o mesmo mês em que entrou em vigor o último aumento na alíquota tributária sobre o cigarro no Brasil. Tal quebra estrutural resultou em uma diminuição temporária no nível da série da quantidade produzida de cigarros com impostos já internalizados, na magnitude de 35,15%. Pode-se dizer que esse foi um movimento natural por parte da indústria, buscando compensar o aumento na produção ocorrido em novembro de 2016.

Em seguida, o teste de cointegração de Johansen foi realizado para o caso 5, mas antes disso, foi necessário determinar o número de defasagens entre as variáveis. Para isso, utilizou-se o Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC), que indicou a necessidade de uma defasagem.

O teste de cointegração de Johansen envolve duas estatísticas: a estatística λ Traço e a estatística λ Máximo Autovalor. A análise para ambas as estatísticas é semelhante, porém na literatura sobre séries temporais, a estatística λ Traço é mais utilizada. Neste estudo, o foco dos resultados do teste de cointegração de Johansen será exclusivamente na estatística λ Traço.⁷ Por fim, será adotado um nível de significância de 5% para a avaliação dos resultados.

Como existem quatro variáveis no sistema, há a possibilidade de existirem até quatro vetores de cointegração. A Hipótese Nula no teste de cointegração de Johansen é de que não há nenhum vetor de cointegração, já a Hipótese Alternativa é de que há pelo menos um vetor de cointegração. A probabilidade de cometer o Erro Tipo I, isto é, rejeitar a Hipótese Nula de que não há nenhum vetor de cointegração e errar, caso essa hipótese seja rejeitada, é zero, portanto rejeita-se a Hipótese Nula e não se rejeita a Hipótese Alternativa de que há pelo menos um vetor de cointegração (Tabela 4). Como mencionado anteriormente, é possível que existam mais de um vetor de cointegração, portanto o teste deve ser continuado.

Tabela 4. Resultados do Caso 5 para o teste de cointegração de Johansen para as estatísticas λ traço e λ máximo autovalor, variáveis *LQUANT_d11*, *LPIBN_d11*, *LPCL* e *LPCI*, Jan. 2009 – Dez. 2022

Rank	Eigenvalue	λ Trace teste	<i>P</i> -Valor	λ Lmax teste	<i>P</i> -Valor
0	0,59679	182,1	[0,0000]	151,69	[0,0000]
1	0,11692	30,409	[0,1464]	20,765	[0,1394]
2	0,035618	9,6435	[0,5227]	6,0567	[0,8086]
3	0,021249	3,5868	[0,0582]	3,5868	[0,0582]

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (2023) e IPEADATA (2023).

Agora, a Hipótese Nula é de que há apenas um vetor de cointegração, enquanto a Hipótese Alternativa assevera que há pelo menos dois vetores de cointegração. A probabilidade de cometer um Erro Tipo I, isto é, rejeitar a Hipótese Nula de que há apenas um vetor de cointegração e estar errado, caso essa hipótese seja rejeitada, é igual a 14,64%. Esse valor está além do nível de significância de 10% (conforme apresentado na Tabela 4). Portanto, infere-se que esse sistema possui apenas um vetor de cointegração.

Dando continuidade, para decidir se deve ser estimado um Modelo VAR em nível ou nas diferenças ou um Modelo VEC, é necessário considerar a seguinte restrição: $0 \leq r \leq n$, em

⁷ Nesse caso, é relevante realçar que os resultados das duas estatísticas convergem para as mesmas conclusões.

que r é o número de vetores de cointegração e n é o número de variáveis no sistema. Se a restrição $0 \leq r \leq n$ for satisfeita, então um Modelo VEC deve ser estimado. Nesse caso, tem-se que $0 \leq 1 \leq 4$, logo, um Modelo VEC será estimado para o caso 5. Haja vista que o Método da Decomposição X13-ARIMA-SEATS identificou a presença de quatro *outliers* com impactos transitórios do tipo *AO* (*Additive Outlier*) na série *QUANT_d11*, e considerando que o Modelo VEC é dividido em dois segmentos (um de curto prazo e outro de longo prazo), foram criadas e inseridas quatro variáveis *dummies* do tipo *AO* no modelo VEC.

Os parâmetros de longo prazo (*betas*) e os de curto prazo (*alfas*) estão apresentados na Tabela 5. A análise será iniciada pelos parâmetros estimados de longo prazo. A variável *LQUANT_d11* é a variável normalizada (ou dependente), por isso seu valor corresponde a um e não há estimativa correspondente para o respectivo erro padrão, o que resulta na ausência de valor para a estatística *t* de Student. Todos os parâmetros *betas* estimados são estatisticamente significativos ao nível de significância de 5%. É importante ressaltar que os sinais dos parâmetros devem ser interpretados de forma inversa, pois se trata do vetor de cointegração, e não da equação de cointegração.

Tabela 5. Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) sem restrições sobre os parâmetros, variáveis *LQUANT_d11*, *LPIBN_d11*, *LPCL* e *LPCI*, Jan. 2009 – Dez. 2022

Variável	Parâmetros Estimados Betas	Erro Padrão Betas	Valor <i>t</i> - Betas	Parâmetros Estimados - Alfas
<i>LQUANT_d11</i>	1	0	-	-1,0094
<i>LPIBN_d11</i>	-0,8277	0,080494	-10,28***	0,051073
<i>LPCL</i>	1,0505	0,040738	25,79***	0,099213
<i>LPCI</i>	-0,46481	0,05281	-8,80***	-0,026253

Notas: Número de observações efetivas 167. Valor do *t* de Student tabelado 1,97427.***Significativo ao Nível de Significância de 5%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (2023) e IPEADATA (2023).

A equação de cointegração é apresentada a seguir:

$$LQUANT_d11_{t-1} = 0,8277 LPIBN_{d11,t-1} - 1,0505 LPCL_{t-1} + 0,46481LPCI_{t-1}$$

Em termos econômicos, considerando a tradicional condição *coeteris paribus* (ou seja, mantendo tudo o mais constante), observa-se que uma variação de 1% no preço do cigarro lícito ($LPCL_{t-1}$) está associada a uma variação média de -1,0505% na quantidade comercializada de cigarros lícitos ($LQUANT_d11_{t-1}$) no longo prazo. Essa relação indica uma elasticidade preço elástica, o que contradiz aqueles que defendem a ideia de que o cigarro apresenta uma elasticidade preço inelástica. É válido ressaltar que esse raciocínio é aplicável quando não há um bem substituto disponível, como era o caso no passado, uma vez que o cigarro é um produto de alta fidelidade ao consumo.

No entanto, as condições econômicas são dinâmicas, e os dados relacionados à participação de mercado no setor de cigarros retratam que, no período de 2014 a 2022, a parcela de mercado do cigarro ilícito variou de um mínimo de 40% a um máximo de 57% (conforme ilustrado na Figura 1). Esses dados confirmam a existência de um produto substituto para o cigarro lícito, o cigarro ilícito. Essa é uma realidade que alguns negam ou se recusam a aceitar, bem como os iníquos efeitos que o crime de contrabando contribui para gerar.

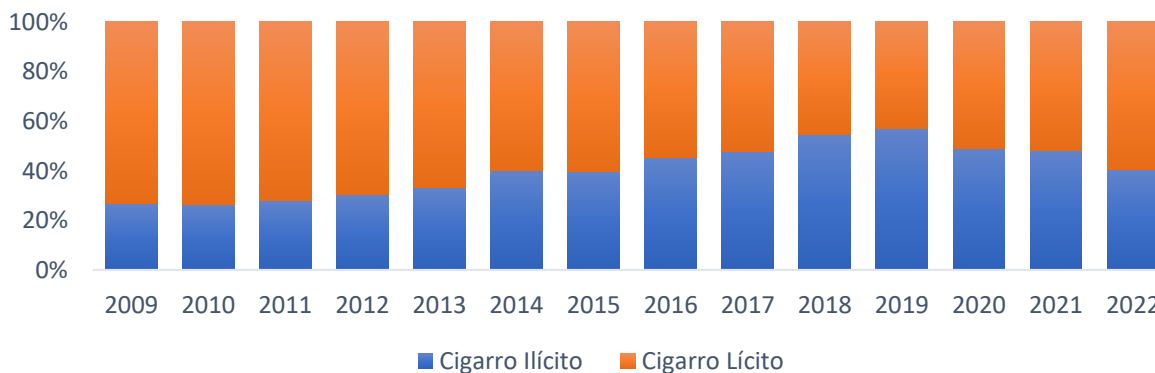


Figura 1. Evolução da Participação de Mercado, Cigarros Lícitos e Ilícitos, Brasil, 2009 – 2022
Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (2023).

O Brasil tem enfrentado, ao longo de vários anos, um cenário de baixo crescimento econômico e altas taxas de desemprego. Essa conjuntura, aliada aos constantes reajustes no preço do cigarro lícito por meio do aumento da tributação, contribuiu para criar um ambiente propício para impulsionar os consumidores, especialmente os de baixa renda, em direção ao mercado de cigarros ilícitos. O cigarro, por ser um produto de alta fidelidade ao consumo, torna-se uma opção mais acessível diante do baixo crescimento econômico e do alto desemprego. Essa constatação já foi apontada por estudos anteriores, como por Idesf (2015, 2017) e Nicola, Margarido e Shikida (2022).

Tal combinação de fatores tem levado a uma alteração na elasticidade preço da demanda de cigarros. Anteriormente, a demanda era inelástica, ou seja, menos sensível a variações de preço, posto que não havia substituto para ele. Entretanto, de acordo com os resultados econométricos apresentados neste artigo, a elasticidade preço da demanda de cigarros tornou-se elástica, isto é, mais sensível a variações de preço. Essa mudança na elasticidade é uma consequência das alterações nas condições econômicas e, principalmente, do impacto das políticas de aumento de tributação sobre o cigarro lícito e queda na renda dos consumidores.

As estimações do coeficiente da elasticidade renda, assim como do coeficiente da elasticidade preço cruzada da demanda, também apresentam sinais coerentes com o que é preconizado pela Teoria Econômica, isto é, são coeficientes positivos. O resultado obtido demonstra que uma variação de 1% na renda induz, em média, uma elevação de 0,8277% no consumo de cigarros no longo prazo, retratando uma situação inelástica, todavia, muito próxima da elasticidade unitária. Isso indica que a renda ou o poder de compra são fatores determinantes para que o consumidor adquira o cigarro lícito. No entanto, fatores exógenos tais como crises institucionais internas no País no período recente, a invasão da Ucrânia pela Rússia e a crise da COVID-19, tiveram impactos significativos na contração da renda, contribuindo para impulsionar o consumidor em direção ao mercado de cigarros ilícitos.

Já o resultado da elasticidade preço cruzada denota que uma variação de 1% no preço do cigarro ilícito gera, em média, uma variação de 0,4648% na quantidade comercializada de cigarros lícitos no longo prazo, revelando uma relação inelástica entre essas variáveis. Apesar de a relação entre as duas variáveis ser inelástica, quando ocorre uma elevação no preço do cigarro lícito em relação ao cigarro ilícito, ainda assim há um impacto positivo na quantidade demandada de cigarro lícito. Em outras palavras, quando o preço do cigarro ilícito aumenta, uma parcela dos consumidores desses produtos migra para o mercado de cigarros lícitos. Isso é confirmado ao analisar as Figuras 1 e 2.

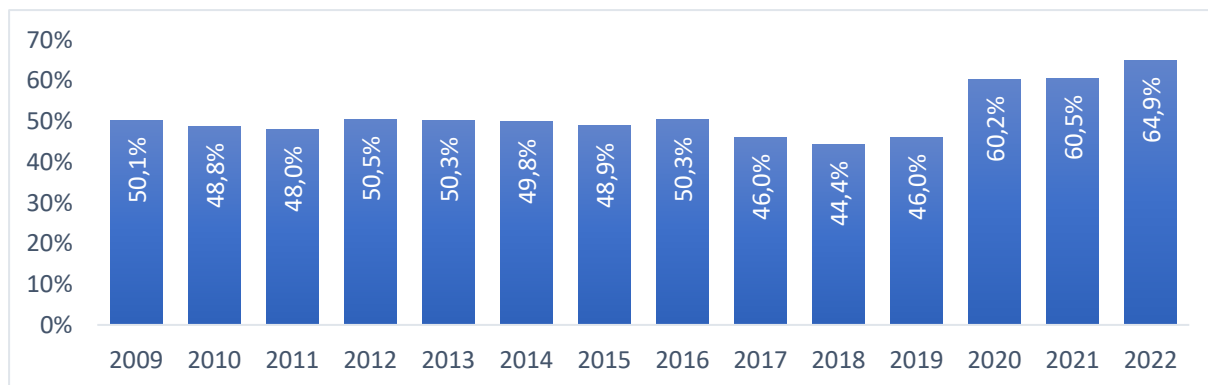


Figura 2. Evolução da Relação %, Cigarros Lícitos e Ilícitos, Brasil, 2009 – 2022

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (2023).

No período após a pandemia, foi observado um aumento nos preços relativos dos cigarros ilícitos, com uma oscilação em torno de 60%, em comparação com a oscilação de cerca de 50% no período anterior à pandemia. Concomitantemente, houve uma queda na participação de mercado do cigarro ilícito. Esses resultados podem ser atribuídos ao aumento dos custos de produção do cigarro ilegal durante a pandemia, que ocorreu entre o final de 2019 e 2021, devido às restrições de mobilidade das pessoas

Além disso, no período pós-pandemia, à medida que as vacinas foram sendo desenvolvidas, a demanda se recuperou celeremente, enquanto a oferta não conseguiu acompanhar o ritmo. Esse descompasso entre a demanda e a oferta resultou em escassez de matérias-primas, o que, aliado à expressiva depreciação cambial, levou a um aumento nos preços desses insumos. Vale ressaltar que essa situação foi agravada pela guerra em curso na Ucrânia.

Anteriormente, mencionou-se que as elasticidades obtidas no Modelo VEC são de longo prazo. Mas, o que exatamente significa o “longo prazo”? A resposta a essa pergunta está relacionada aos parâmetros *alfa* apresentados na Tabela 5. O sinal negativo do parâmetro *alfa* associado à variável *LQUANT_d11* indica a porcentagem de desequilíbrios corrigidos a cada período. O valor desse parâmetro *alfa* é praticamente igual a um, o que significa que os desequilíbrios nas vendas de cigarros lícitos são corrigidos em 100% a cada mês. Em outras palavras, os ajustes nesse mercado ocorrem de forma instantânea, pois são realizados dentro do mesmo mês, isto é, sem defasagem temporal. Esse resultado era esperado, uma vez que o cigarro é um produto de consumo não durável e sua reposição é relativamente rápida em caso de problemas de mercado, uma vez que todas as matérias-primas dos cigarros são produzidas no País e há estoques disponíveis.

Para as variáveis *LPIBN_d11* e *LPCL*, os sinais positivos indicam que ambas são fracamente exógenas, isto é, não respondem aos desequilíbrios de curto prazo (conforme Tabela 5). Isso significa que essas variáveis impactam o comportamento da variável *LQUANT_d11*, mas não ocorre o contrário. Pode-se citar que esse resultado é semelhante ao teste de Causalidade de Granger, sendo essa causalidade unidirecional dessas duas variáveis para a variável *LQUANT_d11*. No que diz respeito às elasticidades, uma variação de 1% em *LPIBN_d11* resulta, em média, em um aumento de 0,8277% na quantidade de cigarros vendidos (*LQUANT_d11*) sem defasagem temporal. Raciocínio semelhante se aplica à variável *LPCL*, ou seja, uma variação de 1% no preço do cigarro lícito causa, em média, uma redução de 1,0505% na quantidade comercializada de cigarros lícitos imediatamente, dentro do mesmo mês em que ocorre o choque provocado na variável *LPCL*.

No caso da variável *LPCI*, embora tenha um sinal negativo, seu valor é muito próximo de zero. Nesse contexto, poderia ser considerada como sendo fracamente exógena. Contudo, para confirmar esse resultado, foi realizado o teste de exogeneidade. A Hipótese Nula desse

teste assevera que a variável é fracamente exógena. A probabilidade de cometer o Erro Tipo I, isto é, rejeitar a Hipótese Nula e errar, caso tal hipótese seja rejeitada, é igual a 52,67%, o que está bem acima do nível de significância de 10%. Portanto, não se rejeita a Hipótese Nula, podendo inferir que a variável *LPCI* também é fracamente exógena. Isso significa que variações em *LPCI* causam variações em *LQUANT_d11*, mas o oposto não ocorre (conforme Tabela 6). Em termos de elasticidade, uma variação de 1% em *LPCI* resulta, em média, em uma variação de 0,4648% na variável *LQUANT_d11* sem defasagem temporal.

Tabela 6. Resultados do Teste de Exogeneidade, Variável *LPCI*, Brasil, Jan. 2009 – Dez. 2022

Estatística	Valor Estatística	P-Valor
χ^2	0,400717	0,526719

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (2023).

Outros dois recursos fornecidos pelos modelos VAR/VEC são a Decomposição da Variância dos Erros de Previsão e a Função de Resposta a Impulsos. Essas ferramentas são extremamente úteis para analisar a dinâmica entre as variáveis do modelo. Conforme Margarido (2000, p. 132-133).

[...] a decomposição dos erros de previsão mostra o comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis econômicas. Mais especificamente, este instrumental permite separar a variância do erro de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos pelas demais variáveis endógenas isoladamente, ou seja, revela em termos percentuais qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema.

Decorridos 24 meses após um choque não antecipado com magnitude de um desvio padrão na variável *LQUANT_d11*, pode-se observar que apenas 22,28% da variação em *LQUANT_d11* é atribuída à própria variável, enquanto a variável *LPCL* contribui com 33,83% no valor de *LQUANT_d11*. A seguir a variável *LPCI* contribui com 28,53% na formação de *LQUANT_d11* e, finalmente, a variável *LPIBN_d11* contribui com 15,36% no valor da variável *LQUANT_d11*. Portanto, em termos de contribuição para o valor da variável quantidade comercializada de cigarros, o preço do cigarro lícito é o mais relevante, em segundo lugar o preço do cigarro ilícito e finalmente a renda (Tabela 7).

Tabela 7. Decomposição da Variância dos Erros de Previsão, Variável *LQUANT_d11*, Brasil, Janeiro de 2009 – Dezembro de 2022

Período	Erro Padrão	<i>LQUANT_d11</i>	<i>LPIBN_d11</i>	<i>LPCL</i>	<i>LPCI</i>
1	0,054059	100,00	0,00	0,00	0,00
6	0,084803	47,81	10,32	22,71	19,16
12	0,111169	32,18	13,41	29,52	24,89
18	0,132384	25,77	14,67	32,31	27,25
24	0,15064	22,28	15,36	33,83	28,53

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (2023).

A Tabela 8 apresenta os resultados da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão da variável *LPIBN_d11*. Decorridos 24 meses após um choque não antecipado nessa variável, 87,85% de seu valor deve-se a ela própria, enquanto, em ordem decrescente, *LQUANT_d11* contribui com 11,59% na formação da variável *LPIBN_d11* e as variáveis *LPCL* e *LPCI* são responsáveis por somente 0,31% e 0,26%, respectivamente, na formação do valor de *LPIBN_d11*. Esse resultado indica que a variável PIB tem uma influência significativa sobre si mesma e é pouco influenciada pelas demais variáveis, o que confirma que essa variável é considerada fracamente exógena.

Tabela 8. Decomposição da Variância dos Erros de Previsão, Variável *LPIBN_d11*, Brasil, Janeiro de 2009 – Dezembro de 2022

Período	Erro Padrão	<i>LQUANT_d11</i>	<i>LPIBN_d11</i>	<i>LPCL</i>	<i>LPCI</i>
1	0,016255	4,34	95,66	0,00	0,00
6	0,039964	10,57	88,95	0,26	0,22
12	0,056545	11,25	88,21	0,29	0,25
18	0,069265	11,48	87,97	0,30	0,25
24	0,079986	11,59	87,85	0,31	0,26

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IPEADATA.

De forma semelhante acontece com a Decomposição da variável *LPCL*, uma vez que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado, seu valor é explicado por ela mesma, com magnitude igual a 97,27%, enquanto o peso das demais variáveis sobre o valor de *LPCL* é muito pequeno (Tabela 9). Esse resultado confirma que essa variável também é considerada fracamente exógena, de acordo com os resultados do Modelo VEC.

Tabela 9. Decomposição da Variância dos Erros de Previsão, Variável *LPCL*, Brasil, Janeiro de 2009 – Dezembro de 2022

Período	Erro Padrão	<i>LQUANT_d11</i>	<i>LPIBN_d11</i>	<i>LPCL</i>	<i>LPCI</i>
1	0,016255	11,74	0,85	87,41	0,00
6	0,039964	3,27	0,23	96,01	0,49
12	0,056545	2,43	0,17	96,86	0,54
18	0,069265	2,16	0,15	97,14	0,56
24	0,079986	2,02	0,14	97,27	0,57

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IPEC (2023).

Assim como nos casos das duas variáveis anteriormente analisadas, decorridos 24 meses após um choque não antecipado na variável *LPCI*, 94,65% de seu valor é explicado por ela própria, enquanto a explicação dessa variável pelas demais variáveis do sistema são residuais, confirmando que o preço do cigarro ilícito também é fracamente exógeno (Tabela 10).

Tabela 10. Decomposição da Variância dos Erros de Previsão, Variável *LPCI*, Brasil, Janeiro de 2009 – Dezembro de 2022

Período	Erro Padrão	<i>LQUANT_d11</i>	<i>LPIBN_d11</i>	<i>LPCL</i>	<i>LPCI</i>
1	0,034739	2,39	0,03	4,35	93,23
6	0,085448	1,62	0,07	3,87	94,45
12	0,120896	1,54	0,07	3,81	94,58
18	0,148089	1,51	0,07	3,80	94,62
24	0,171011	1,50	0,07	3,79	94,65

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IPEC (2023).

A seguir, apresentam-se os resultados da Função de Resposta de Impulso. Em termos gerais, essa Função ilustra a evolução ou trilha temporal de uma variável em resposta a um choque não antecipado, com magnitude de um desvio padrão, em outra variável.

Após um choque não antecipado na variável *LPIBN_d11*, a variável *LQUANT_d11* eleva-se rapidamente, num movimento de *overshooting* até um mês depois do choque inicial. Entre o primeiro e segundo mês, a variável *LQUANT_d11* continua sua tendência de crescimento, porém a taxas decrescentes, para posteriormente se estabilizar. Essa resposta rápida das vendas de cigarros lícitos a choques na renda está em consonância com os resultados encontrados sobre a elasticidade renda no modelo VEC (Figura 3).

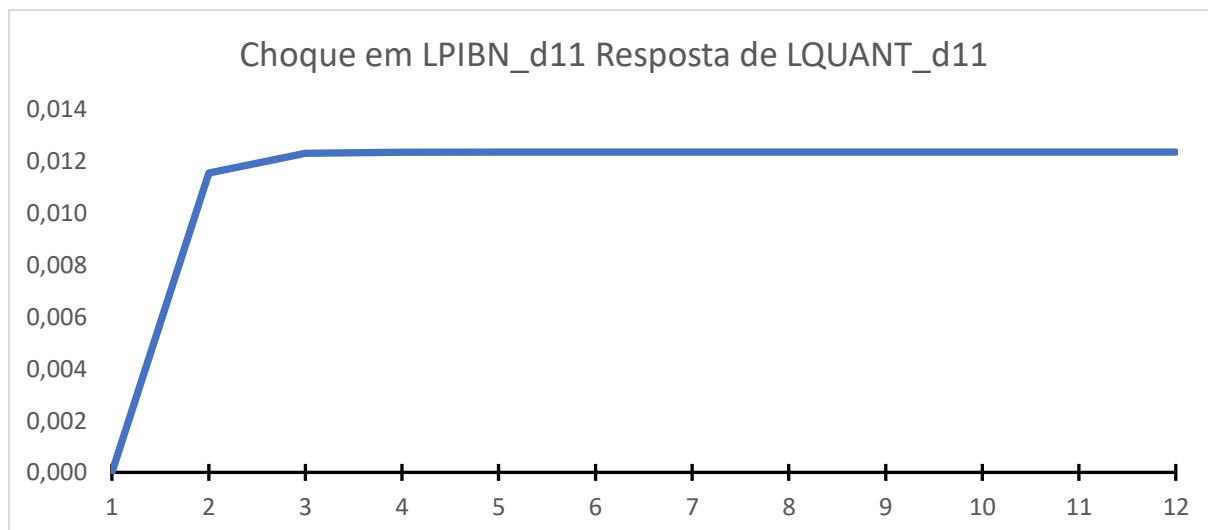


Figura 3. Função de Resposta de Impulso, Choque na Variável $LPIBN_d11$, Resposta da Variável $LQUANT_d11$, Brasil, Janeiro de 2009 – Dezembro de 2022

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IPCE e IPEADATA.

Após um choque não antecipado na variável $LPCL$, a resposta da variável $LQUANT_d11$ é decair rapidamente entre o choque inicial e um mês após esse choque. No período compreendido entre um mês após o choque inicial e o segundo mês após esse choque, a variável $LQUANT_d11$ continua em trajetória descendente, porém a taxas decrescentes até se estabilizar em patamar inferior àquele do início do processo (Figura 4). Mais uma vez, esse resultado está em conformidade com os resultados encontrados para a elasticidade preço da demanda, em que os efeitos das variações nos preços dos cigarros lícitos são transmitidos rapidamente e de forma negativa para a quantidade comercializada de cigarros lícitos.

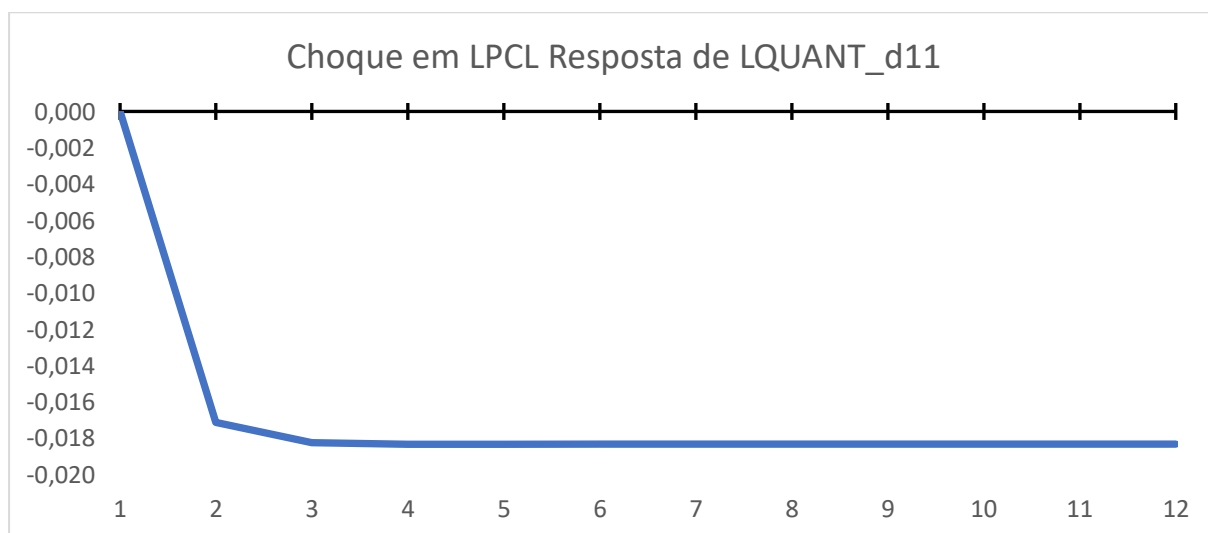


Figura 4. Função de Resposta de Impulso, Choque na Variável $LPCL$, Resposta da Variável $LQUANT_d11$, Brasil, Janeiro de 2009 – Dezembro de 2022

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IPEC.

A Função de Resposta de Impulso para as variáveis $LQUANT_d11$ e $LPCI$ mostra que, após um choque não antecipado em $LPCI$, a resposta de $LQUANT_d11$ é apresentar forte tendência ascendente no período compreendido entre o choque inicial e o primeiro mês após esse choque. Posteriormente, entre o primeiro mês após o choque inicial e o segundo mês, a

variável $LQUANT_d11$ continua a ascender, porém a taxas decrescentes, para se estabilizar a partir de então. Esse resultado está em linha com os resultados sobre a elasticidade preço cruzada estimados pelo modelo VEC, pois uma elevação no preço do cigarro ilícito induz a um aumento na quantidade comercializada de cigarros lícitos em um período muito curto (Figura 5).

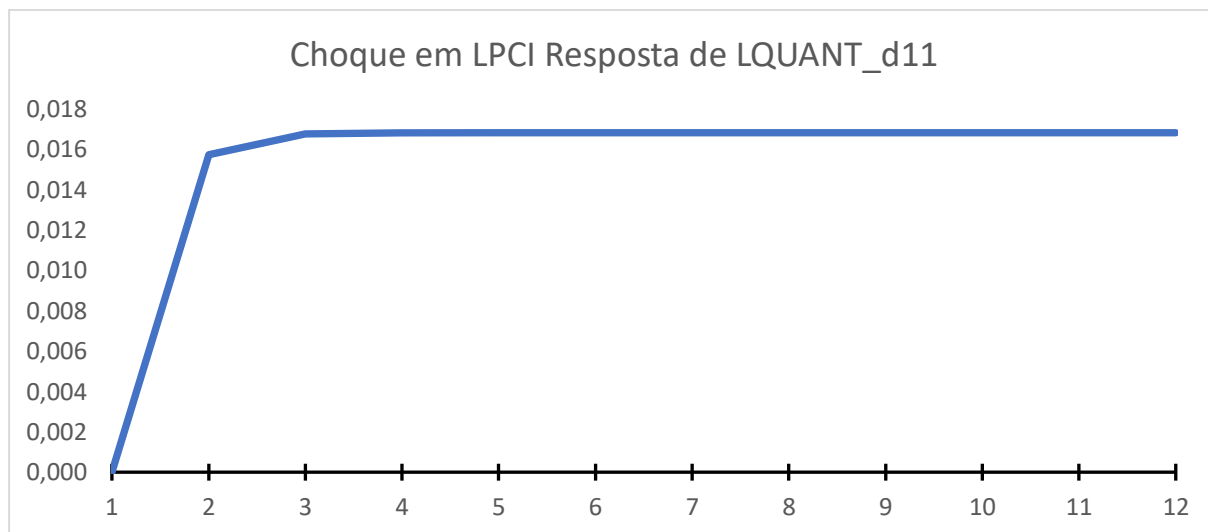


Figura 5. Função de Resposta de Impulso, Choque na Variável $LPCI$, Resposta da Variável $LQUANT_d11$, Brasil, Janeiro de 2009 – Dezembro de 2022

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IPEC.

Outro ponto a ser destacado, que evidencia a importância da análise econométrica como suporte para discussões técnicas, diz respeito à evolução da arrecadação real total de cigarros no Brasil no período de 2009 a 2022. Isso é apresentado na Figura 6.

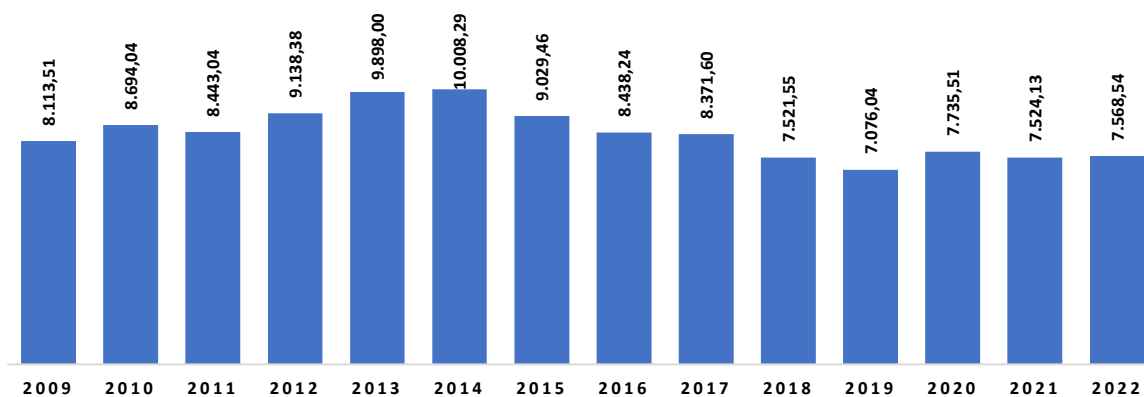


Figura 6. Evolução da Arrecadação Real* Total**, Cigarros, Brasil, 2009 – 2022

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (2023).

*Dados deflacionados pelo IPCA. **Inclui impostos federais (IPI e PIS/COFINS) e estaduais (ICMS).

A evolução da arrecadação tributária para os cigarros no Brasil (2009 a 2022) mostra uma tendência de alta até 2014, depois de baixa até 2019 (reflexo de uma política tributária viesada), para a partir daí se manter levemente estável (Figura 6).

Relacionando os dados das Figuras 1 e 2 com a Figura 6, constata-se uma queda na arrecadação tributária do cigarro lícito, com uma média anual de queda de 1,39%, simultaneamente ao aumento da participação do cigarro ilegal no mercado, com uma média anual de aumento de 8,78%. Além disso, a produção de cigarros lícitos apresentou uma queda

média anual de 6,07% no período de 2009 a 2019. No entanto, durante a pandemia, de 2020 a 2022, a participação de mercado do cigarro ilícito teve uma média anual de queda de 8,99%. A arrecadação tributária com o cigarro lícito teve uma queda média menor, de 1,08% ao ano, enquanto a produção de cigarros lícitos cresceu em média 5,32% ao ano. Esse segundo período reflete a diminuição da diferença de preços entre o cigarro legal e ilegal, causada pelos anos de pandemia e instabilidade cambial e internacional. No entanto, mesmo com o aumento na produção de 2020 a 2022, ainda não foi suficiente para compensar a queda na produção de 2012 a 2019 e recuperar as perdas na arrecadação tributária.

Por último, mas não menos importante, com a emergência da reforma tributária, um anseio que demorou 30 anos de discussão, a Câmara dos Deputados aprovou no dia 7 de julho de 2023 a primeira fase da reforma tributária, que reformula a tributação sobre o consumo (MÁXIMO, 2023). Há uma previsão da criação de um tributo seletivo, conhecido como “imposto do pecado”, de competência federal, que incidirá sobre produtos prejudiciais à saúde, como bebidas alcoólicas e cigarros. Nesse contexto, convém, ao final deste artigo, revisar algumas referências mencionadas anteriormente, ampliando o debate sobre o mercado de cigarros legais e ilegais no Brasil e suas implicações, considerando os resultados de pesquisas antagônicas.

Os resultados deste trabalho contradizem as conclusões de Franco-Churruarin e Gonzalez-Rozada (2022), Divino et al. (2023) e Universidade Católica de Brasília (2023). Em termos de análise crítica, ao que parece esses três artigos estão fundamentados em premissas equivocadas da teoria econômica e da realidade brasileira, utilizando-se de dados passados ou ignorando aspectos recentes do mercado de cigarros no Brasil, como o aumento da participação de mercado do cigarro contrabandeado e a tendência de queda arrecadação tributária (com uma exceção pontual dos 3 últimos anos).

O artigo de Franco-Churruarin e Gonzalez-Rozada (2022) argumenta que o aumento da tributação sobre o cigarro leva a um aumento no preço para o consumidor, retardando em até 2,5 anos a idade em que as pessoas começam a fumar. No entanto, é importante ressaltar que esse estudo se baseia em dados de 10 anos atrás, quando as condições do mercado eram diferentes das atuais. Portanto, é necessário considerar as mudanças recentes no mercado de cigarros para uma análise mais precisa.

Os artigos de Divino et al. (2023) e da Universidade Católica de Brasília (2023) defendem que o aumento da tributação sobre o cigarro desestimula as pessoas a fumarem, com base em argumentos como a falta de substitutos para o cigarro e o efeito do aumento de preços na redução do número de fumantes e no aumento da arrecadação tributária. No entanto, é importante ressaltar, mais uma vez, que esses estudos não consideram adequadamente a realidade do mercado de cigarros ilegais e não realizaram o cálculo da elasticidade renda de forma apropriada. Além disso, eles argumentam pela necessidade de aumentar a repressão para combater o contrabando de cigarros, embora seja uma condição essencial, não é suficiente devido à extensão das fronteiras brasileiras e às dificuldades inerentes ao controle efetivo dessas fronteiras. Ademais, apesar do aumento nos preços do cigarro lícito, a arrecadação tributária não acompanhou essa tendência; pelo contrário, apresentou uma queda (Figura 3). Com exceção dos três últimos anos, nos quais o cigarro ilícito foi afetado por condicionantes internos e externos, como o período da pandemia da COVID-19, com as restrições de mobilidade das pessoas, a depreciação cambial e a guerra entre a Rússia e a Ucrânia, que contribuíram para elevar os custos de produção de vários produtos, incluindo o cigarro ilegal nesse período.

Portanto, é fundamental considerar todas essas perspectivas e informações para uma análise abrangente e precisa do mercado de cigarros no Brasil. Não há dúvida de que produtos prejudiciais à saúde, como bebidas alcoólicas e cigarros, devem ser tributados para desestimular seu consumo. No entanto, é importante destacar que o aumento da tributação sobre os cigarros tem contribuído para a entrada expressiva de cigarros contrabandeados e a produção clandestina

no próprio País. Além disso, é relevante ressaltar a questão da criminalidade envolvida no contrabando, que frequentemente utiliza mão de obra de crianças e adolescentes.

Não obstante, dizer que essa realidade é um problema exclusivo da esfera policial e judiciária, embora reconheçamos que essa esfera seja uma condição necessária, mas não suficiente, para o enfrentamento do problema, já não ecoa tão fortemente diante dos crescentes índices de violência relacionados a um mercado altamente lucrativo para organizações criminosas que atuam no contrabando de cigarros. O Brasil aguarda por um debate e uma solução efetivos, capazes de conciliar interesses da área da saúde, econômica, criminal, entre outros, sem gerar efeitos colaterais de um ou outro lado.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O escopo principal deste estudo foi determinar as elasticidades preço da demanda, renda e preço cruzada no mercado de cigarros no Brasil, utilizando modelos de séries temporais.

Como corolário, constatou-se que a elasticidade preço da demanda do cigarro lícito apresentou uma relação elástica, enquanto a elasticidade renda mostrou-se positiva, indicando uma inelasticidade próxima da elasticidade unitária. O resultado da elasticidade preço cruzada revelou uma relação inelástica entre os cigarros lícitos e ilícitos. Com a implementação dos procedimentos da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão e Função de Resposta de Impulso, que permitem observar a evolução temporal de uma variável em resposta a um choque não antecipado em outra variável, todas as funções confirmaram coerência com os resultados econométricos obtidos para as três elasticidades (preço, renda e cruzada).

Essas conclusões ressaltam que o aumento de preços por meio de políticas tributárias, com o objetivo de desestimular o consumo de cigarros, não alcançou seu intento devido à tendência de mercado de substituição do produto de preço elevado (cigarro lícito) pelo cigarro ilícito (de preço relativamente menor). Isso implicou na entrada massiva de cigarros ilegais, especialmente os contrabandeados, principalmente advindos do Paraguai. Não é sem sentido que no período de 2013 a 2019, a participação de mercado dos cigarros lícitos no Brasil tenha apresentado uma tendência de redução, em contraste com o crescimento da participação dos cigarros ilícitos nas vendas totais.

Diante desse panorama, emerge uma questão que merece ponderação: o aumento dos impostos sobre cigarros no Brasil é efetivo para reduzir o consumo e aumentar a arrecadação? Com essa indagação, fica a sugestão para a realização de novas pesquisas que abordem “o tema cigarro” de forma imparcial, baseadas em sólidos instrumentais teóricos e/ou econométricos e/ou com pesquisas de campo, entre outros. A ciência avança por meio do debate, mas sempre respaldada em evidências!

Referências

AGÊNCIA NACIONAL DE VIGILÂNCIA SANITÁRIA – ANVISA. *A Anvisa e o controle dos produtos derivados do tabaco*. Brasília, 2014. Disponível em: <<https://www.gov.br/anvisa/pt-br/centraisdeconteudo/publicacoes/tabaco/a-anvisa-e-o-controle-dos-produtos-derivados-do-tabaco/view>>.

BANERJEE, A.; DOLADO, J. J.; GALBRAITH, W. J.; HENDRY, D. *Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford University Press, 1993.

CARVALHO, J.; LOBÃO, W. *Vício privado e políticas públicas: a demanda por cigarros no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, 1998.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of American Statistical Association*, v. 74, n. 366a, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

DIVINO, J. A. et al. *Effects of curbing the illicit cigarette market in Brazil*. Tobacconomics Working Paper Series, 2023. Disponível em: <<https://tobacconomics.org/research/effects-of-curbing-the-illicit-cigarette-market-in-brazil-working-paper-series>>.

FRANCO-CHURRUARIN, F.; GONZALEZ-ROZADA, M. *The impact of cigarette price increases on the prevalence of daily smoking and initiation in Brazil*. Tobacconomics Research Report, 2022. Disponível em: <<https://tobacconomics.org/files/research/809/brazil-youth-smoking-report-v6.0.pdf>>.

HARRIS, R. I. D. *Cointegration analysis in econometric modelling*. Prentice Hall, 1995.

HARRIS, R. I. D.; SOLLIS, R. *Applied time series modeling and forecasting*. John Wiley & Sons, 2003.

IGLESIAS, R. M. et al. *Tobacco control in Brazil*. Washington, D.C.: International Bank for Reconstruction and Development/ World Bank, 2007.

IGLESIAS, R. M. et al. *Estimating the size of illicit tobacco consumption in Brazil: findings from the global adult tobacco survey*. *Tob Control*, v. 26, n. 1, p. 53-59, 2017.

INSTITUTO DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL DE FRONTEIRAS – Idesf. *O custo do contrabando*. Foz do Iguaçu: Idesf, 2015.

INSTITUTO DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL DE FRONTEIRAS – Idesf. *A lógica econômica do contrabando*. Foz do Iguaçu: Idesf, 2017.

INTELIGÊNCIA EM PESQUISA E CONSULTORIA ESTRATÉGICA – IPEC. *Dados do mercado de cigarros repassados aos autores pelo FNCP*, 2023.

IPEADATA. *Produto Interno Bruto (PIB)*. 2023. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>.

LEVY, D.; ALMEIDA, L. M.; SZKLO, A. *The Brazil SimSmoke Policy Simulation Model: The effect of strong tobacco control policies on smoking prevalence and smoking-attributable deaths in a middle income nation*. *PLoS Med*, v. 9, n. 11, 2012. Disponível em: <<https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/23139643/>>.

JOHANSEN, S. *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. Oxford University Press, 1995.

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.

MARGARIDO, M. A. Análise da série de vendas do varejo restrito no Estado de São Paulo: uma aplicação do Método X12-ARIMA. *Revista IPT: Tecnologia e Inovação*, v. 5, n. 17, p. 76-94, 2021a.

MARGARIDO, M. A. *Modelos de séries temporais: teoria e prática com Aplicações no Software GRET*. São Paulo: Pezco Editora, 2021b.

MARGARIDO, M. A. *Teoria e aplicações de modelos de séries temporais em economia*. São Paulo: Independente, 2020.

MARGARIDO, M. A. *Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil*. Tese de Doutorado - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ) da Universidade de São Paulo (USP), 2000.

MÁXIMO, W. *Entenda a reforma tributária aprovada pela Câmara*. Agência Brasil, 2023. Disponível em: <<https://agenciabrasil.ebc.com.br/economia/noticia/2023-07/entenda-reforma-tributaria-aprovada-pela-camara>>.

MINISTÉRIO DA SAÚDE/INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER – INCA. *Mercado ilegal de produtos de tabaco*. Brasília, 2022. Disponível em: <<https://www.gov.br/inca/pt-br/assuntos/gestor-e-profissional-de-saude/observatorio-da-politica-nacional-de-controle-do-tabaco/politica-nacional/mercado-ilegal-de-produtos-de-tabaco>>.

NICOLA, M. L.; MARGARIDO, M. A.; SHIKIDA, P. F. A. Nota técnica: uma análise sobre a estratégia de elevação de preço via tributação ou preço mínimo para redução do consumo de tabaco no Brasil. *Informe Gepec*, v. 26, n. 2, p. 314-331, 2022.

NICOLA, M. L.; MARGARIDO, M. A.; SHIKIDA, P. F. A. Análise da estratégia de redução do consumo de tabaco por meio da elevação dos preços no Brasil sob a ótica da teoria econômica: estimativa e implicações. *Revista Planejamento e Políticas Públicas*, n. 55, p. 295-329, 2020.

PINO, F. A.; ROCHA, M. B. Transmissão de preços de soja no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*. Brasília, v. 32, n. 4, p. 345-361, 1994.

RECEITA FEDERAL DO BRASIL. *Produção de cigarros no Brasil (2022)*. Brasília: 2022. Disponível em: <<https://www.gov.br/receitafederal/pt-br/assuntos/orientacao-tributaria/regimes-e-controles-especiais/producao-de-cigarros-no-brasil-2022>>.

SHIKIDA, P. F. A. Aspectos do trabalho de crianças e adolescentes no contrabando de cigarro em três cidades fronteiriças brasileiras. *Revista Práticas de Administração Pública (PAP)*, v. 5, n. 2, p. 29-49, 2021.

UNIVERSIDADE CATÓLICA DE BRASÍLIA – UCB. *Reform options for Brazil's tobacco special tax*. UCB Policy Note, fev. 2023. Disponível em: <<https://www.tobacconomics.org/research/reform-options-for-brazils-tobacco-special-tax/>>.