

Elasticidades no mercado brasileiro de cigarros

Elasticities in the brazilian cigarette market

Mario Antonio Margarido^I , Pery Francisco Assis Shikida^{II} ,
Daniel Kiyoyudi Komesu^I 

^I Pezco Economics, São Paulo, SP, Brasil

^{II} Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Cascavel, PR, Brasil

RESUMO

O objetivo deste estudo é determinar as elasticidades-preço da demanda, da renda e do preço cruzada no mercado de cigarros do Brasil, utilizando modelos de séries temporais. Como principal resultado, a elasticidade-preço da demanda para o cigarro lícito demonstrou uma relação elástica, enquanto a elasticidade-renda apresentou inelasticidade, porém próxima da elasticidade unitária. O resultado da elasticidade-preço cruzada revelou uma relação inelástica entre os cigarros lícitos e ilícitos. Isso indica que o aumento de preços por meio de políticas tributárias, com o intuito de desencorajar o consumo de cigarros, não alcançou seu propósito devido à tendência natural de substituição do produto de preço mais alto pelo de preço mais baixo. Como consequência, observou-se a entrada massiva de cigarros ilícitos nesse mercado. Em função desses resultados, emerge a seguinte questão: o aumento de imposto de cigarros no Brasil é efetivo para queda do consumo e aumento da arrecadação?

Palavras-chave: Contrabando; Produtos lícito e ilícitos; Aumento de imposto

ABSTRACT

The aim of this study is to determine the price elasticities of demand, income elasticity, and cross-price elasticity in the cigarette market in Brazil using time series models. As the main result, the price elasticity of demand for legal cigarettes showed an elastic relationship, while the income elasticity indicated inelasticity, although it is close to unitary elasticity. The cross-price elasticity result indicated an inelastic relationship between licit and illicit cigarettes. These findings reveal that price increases through tax policies, aimed at discouraging cigarette consumption, did not achieve their intended purpose due to the natural tendency of consumers to substitute higher-priced products with lower-priced ones. The consequence, a massive entry of illicit cigarettes into this market was observed. As a result of these, the following question arises: is the increase in cigarette tax in Brazil effective in reducing consumption and increasing revenue?

Keywords: Smuggling; Licit and illicit products; Tax increase

1 INTRODUÇÃO

Os produtos à base de tabaco são considerados de alta fidelidade ao consumo, uma vez que, após serem adquiridos e consumidos, suas características químicas induzem o consumidor a se tornar fiel ao produto. Um exemplo clássico é o cigarro.

Conforme preceitua a Teoria Econômica, o mercado de produtos como o cigarro deve estar sob a tutela do Estado, o que significa que o governo deve intervir para garantir a produção sob rígido controle de qualidade e determinar a política de preços desse produto. A justificativa para essa intervenção do governo no mercado de tabaco (e derivados) reside no fato de que o consumo contínuo desses produtos afeta a saúde das pessoas, elevando os custos do sistema de saúde pública para atendê-las. Portanto, além de intervir nesse mercado, a Teoria Econômica defende que os preços dos produtos à base de tabaco devem ser estabelecidos em níveis que desestimulem seu consumo presente e futuro, enquanto geram receita extra para o governo. Essa receita pode ser direcionada para tratamento das pessoas afetadas pelo consumo desses produtos (Nicola, Margarido, & Shikida, 2022).

A justificativa para a prática de preços elevados na comercialização de cigarros para o consumidor tem como base a Teoria Econômica, com ênfase no conceito de elasticidade. Teoricamente, é o preço que determina a quantidade demandada e não o contrário. Portanto, o conceito de elasticidade-preço da demanda, representado pela relação (ou fração) entre a variação percentual na quantidade e a variação percentual no preço, deve ser interpretado como variações percentuais nos preços que determinam variações percentuais nas quantidades demandadas de um determinado produto. Destaca-se que a relação entre preço e quantidade demandada é inversa no caso de bens considerados normais, ou seja, quando o preço do produto aumenta, sua quantidade demandada diminui. A questão é: em que magnitude ocorre essa redução? Para responder a essa pergunta, é necessário trabalhar com o conceito de elasticidade-preço da demanda, adicionando ao trabalho outros conceitos de elasticidades, como de elasticidade-renda e de elasticidade-preço cruzada.

Dado que os aumentos sucessivos da alíquota tributária do cigarro elevaram consideravelmente o preço desse produto, isso estimulou a entrada do cigarro ilícito no mercado brasileiro. Portanto, a expectativa é de que a elasticidade-preço da demanda, antes considerada inelástica, se aproxime da unidade ou passe a ser elástica no longo prazo. Também é importante verificar o impacto da renda sobre a demanda de cigarros lícitos, sendo que a expectativa é de que quanto maior a renda, maior será a demanda pelo cigarro lícito, ou seja, que a elasticidade-renda seja positiva e próxima da unidade. Por fim, espera-se que a demanda pelo cigarro ilícito afete a demanda pelo cigarro lícito, ou seja, quando houver um aumento no preço do cigarro ilícito, espera-se que a demanda pelo cigarro lícito também aumente, o que significa que a elasticidade-preço cruzada seja positiva.

Isso posto, o objetivo deste estudo consiste em determinar as elasticidades no mercado de cigarros no Brasil utilizando modelos de séries temporais. Especificamente, objetiva-se estimar a elasticidade-preço da demanda, elasticidade-renda e elasticidade-preço cruzada para o mercado de cigarros no Brasil.

Este artigo está estruturado em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda seção apresenta breves notas sobre o mercado de cigarros no Brasil. Material e métodos compõem a terceira seção. A quarta seção expõe os resultados e discussões. A última seção contém as considerações finais.

2 MERCADO DE CIGARROS NO BRASIL: VISÃO GERAL

Especificamente em relação ao cigarro, a lógica por trás de sua tributação é simples. Como o cigarro é um produto de alta fidelidade ao consumo e não há (teoricamente) um substituto perfeito para ele, esse produto é considerado inelástico, o que significa que as empresas podem aumentar os preços sem reduzir significativamente a quantidade demandada. Portanto, o governo pode aplicar altas alíquotas tributárias ao cigarro sem perder receita tributária e, ao mesmo tempo,

desestimular o consumo. Além disso, a tributação sobre o cigarro também é justificada pelo ônus econômico e social que o seu consumo acarreta para a saúde pública.

Essa estratégia de elevação das alíquotas tributárias sobre o cigarro é considerada a mais indicada no mundo teórico. No entanto, dependendo das condições reais, essa estratégia pode apresentar efeitos colaterais adversos, como ocorre no caso do Brasil, onde existe um considerável mercado ilícito. Isso se deve em parte à extensão das fronteiras brasileiras (de difícil controle), além do fato de o Paraguai ser a principal fonte de origem do cigarro contrabandeado para o país. Em função dessas condições, aumentos sucessivos no preço do cigarro lícito transferem consumidores, principalmente de baixa renda, para o cigarro ilícito, gerando perda de arrecadação por parte dos governos federal e/ou estaduais. Além disso, sobrecarrega os serviços de saúde, visto que não há qualquer controle sobre os insumos utilizados para produção do cigarro ilícito. Essa situação também afeta negativamente as empresas do setor de cigarros que operam legalmente no Brasil.

É necessário realçar que, até o momento, o foco das políticas públicas recaiu sobre a demanda. Porém, é necessário considerar também o lado da oferta do mercado de cigarros no Brasil. Anteriormente, o ponto de vista predominante no país era de que, como o cigarro é um bem de alta fidelidade ao consumo e o seu preço era relativamente baixo antes de 2012, não havia interesse de outras empresas, incluindo contrabandistas e produtores domésticos ilegais, em entrar 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 sua respectiva receita marginal (receita adicional gerada pela produção de uma unidade adicional do produto), significando um mercado fechado e sem substitutos.

Contudo, a partir de 2012 o governo adotou uma política tributária agressiva que levou ao aumento de preços do cigarro nacional. E, devido à extensão das fronteiras brasileiras e à dificuldade de controle, praticamente não existem barreiras à entrada, o que criou uma janela de oportunidade para entrada do cigarro ilícito (de menor

preço) no Brasil. Logo, surge a questão: o aumento do imposto sobre cigarros no Brasil é efetivo, reduzindo consumo e aumentando receitas com impostos?

3 MATERIAL E MÉTODOS

Para se atingir o objetivo do artigo, foram utilizadas quatro séries temporais: a Quantidade Produzida Total de Cigarros que Pagaram Impostos (*QUANT*) em bilhões de unidades, que é uma variável *proxy* para a quantidade comercializada de cigarros, dado que os respectivos impostos já foram pagos, sendo a fonte dessa série a Inteligência em Pesquisa e Consultoria Estratégica – IPEC (comunicação pessoal, 2 de abril de 2023); o Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil em milhões (*PIBN*), cujo a fonte é o IPEADATA (2023), sendo essa uma variável *proxy* da renda; e também foram utilizadas as séries dos Preços Médios do Cigarro Lícito (*PCL*) e do Cigarro Ilícito (*PCI*), sendo a fonte o IPEC (comunicação pessoal, 2 de abril de 2023).

Em relação à variável *PIBN*, foi utilizada a série nominal em vez da série real ou deflacionada. Existem duas justificativas para esse procedimento: em primeiro lugar, não há um deflator disponível para o PIB mensal; além disso, a utilização de um deflator não específico para o PIB pode contaminar o processo gerador da série do PIB, uma vez que os deflatores são construídos com base em operações matemáticas para as quais geralmente não se tem acesso”. Dada essa questão, em relação aos preços dos cigarros lícitos e ilícitos, também, foram utilizados em termos nominais.

É necessário realçar que os modelos de séries temporais utilizam variáveis estacionárias. Isso implica que as respectivas tendências devem ser eliminadas antes das estimações dos respectivos modelos. Assim, a tendência provocada pela inflação nos preços é automaticamente eliminada no processo de tornar as séries estacionárias. Inicialmente, foi utilizado o Método da Decomposição X13-ARIMA-SEATS¹ para averiguar a presença de sazonalidade nas séries *QUANT* e *PIBN*. Uma vez

¹ Detalhes sobre o Método da Decomposição X13-ARIMA-SEATS, ver: Margarido (2021a).

constatada a presença da sazonalidade, a série será dessazonalizada. Posteriormente, poderá ser utilizada no modelo para estimar as elasticidades.

Para a determinação da ordem de integração de cada variável, foi utilizado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme apresentado em Dickey e Fuller (1979, 1981). No entanto, antes da realização do teste de raiz unitária é necessário determinar o número de defasagens a ser utilizada em cada fase desse teste. A correta determinação do número de defasagens é importante, pois é preciso garantir que os resíduos das autorregressões dos testes de raiz unitárias sejam não correlacionados, de forma a garantir resultados não viesados dos respectivos testes. Para a determinação do número de defasagens foi utilizado o Critério de Informação de Schwarz (1978), também denominado de Critério de Informação Bayesiano (BIC).

Visando identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as variáveis, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen e Juselius (1990). Também foi utilizado o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) para a realização da análise econômica do relacionamento (de curto e longo prazo)². Foram utilizados testes de exogeneidade³ com restrições sobre os parâmetros de curto prazo para verificar como as variáveis reagem a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo⁴.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

O primeiro passo consistiu em averiguar se as séries *QUANT* e *PIBN* apresentam sazonalidade; sendo assim, foi aplicado o Método da Decomposição X13-ARIMA-SEATS. A primeira série analisada corresponde a variável *QUANT*. Nesse caso foi utilizado um Modelo Autorregressivo Integrado de Médias Móveis (ARIMA), o qual, na forma compacta, é representado como:

$$(0 \ 1 \ 1)(0 \ 1 \ 1)_{s=12}$$

² Sobre isto, ver: Banerjee, Dolado, Galbraith e Hendry (1993).

³ Sobre isto, ver: Harris (1995).

⁴ Detalhes sobre cointegração de Johansen, Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) e testes de exogeneidade podem ser encontrados em Johansen (1995), em Harris e Sollis (2003), em Margarido (2020), dentre outros.

O resultado se refere a um Modelo ARIMA que não tem nenhum parâmetro autorregressivo regular, sendo necessária a aplicação de uma diferença regular de ordem um; também foi estimado um parâmetro de médias móveis de ordem um. O segundo componente indica que não foi estimado nenhum parâmetro autorregressivo sazonal com extensão 12. Porém, foi necessária a aplicação de uma diferença sazonal com extensão de ordem 12, além de um parâmetro de média móvel sazonal de ordem um com extensão 12. A Tabela 1 apresenta os resultados das estimativas do Modelo ARIMA pelo X13-ARIMA-SEATS. Os dois parâmetros estimados são estatisticamente significativos ao nível de significância de 5%.

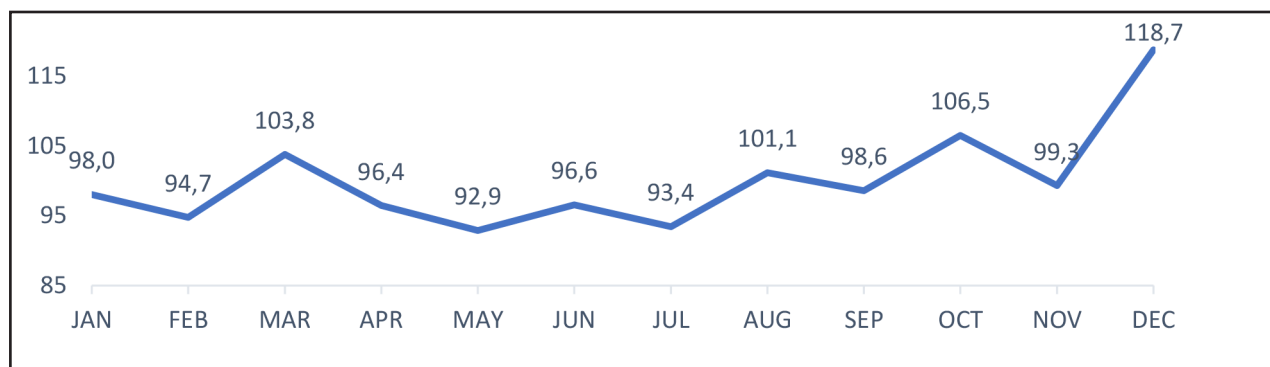
Tabela 1 – Estimativas, Modelo ARIMA, Variável *QUANT*, Jan. 2009 – Dez. 2022

Não Sazonal	Diferença	Parâmetro Estimado	Erro Padrão	Valor t
θ_1	1	0,71	0,06	12,80***
Sazonal	Diferença	Parâmetro Estimado	Erro Padrão	Valor t
θ_1	1	0,69	0,06	11,17***

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (comunicação pessoal, 2 de abril de 2023) *Notas*. Número de observações efetivas 155. Valor do *t* de *Student* tabelado 1.96931.***Significativo ao Nível de Significância de 5%.

Após a passagem da variável *QUANT* pelo X13-ARIMA-SEATS, foram estimados os respectivos índices sazonais mensais. Com base nesses índices, foram calculados os índices sazonais mensais médios (vide resultados na Figura 1).

Figura 1 – Índices Sazonais Médios, Variável *QUANT*, Jan. 2009 – Dez. 2022



Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (comunicação pessoal, 2 de abril de 2023)

Com base nos índices sazonais médios mensais, foi calculado o Coeficiente de Amplitude Sazonal (CAS), conforme apresentado em Freitas, Ferreira e Barbosa (1998), visando determinar a magnitude da sazonalidade na série *QUANT*. O CAS tem valor igual a 24,42%. Portanto, pode-se considerar que a série *QUANT* apresenta expressiva sazonalidade, sendo necessário remover a sazonalidade dessa série, com valor mínimo igual a 92,87 em maio, enquanto seu valor máximo ocorre em dezembro, com magnitude igual a 118,71.

A seguir são apresentados os resultados do X13-ARIMA-SEATS para a variável *PIBN*. O Modelo ARIMA estimado para a variável *PIBN* (forma compacta) é:

$$(0\ 1\ 0)(0\ 1\ 1)_{s=12}$$

Com base nesse resultado, não há nenhum parâmetro autorregressivo regular, porém, é necessária a aplicação de uma diferença regular de ordem um. Além disso, não há nenhum parâmetro de média móvel regular. Entretanto, foi necessária a aplicação de uma diferença sazonal com extensão de ordem 12, além de um parâmetro de média móvel sazonal de ordem um com extensão 12. Dada a necessidade da aplicação da diferença sazonal com extensão 12, fica registrado que a série *PIBN* tem sazonalidade. O resultado do modelo ARIMA para a variável *PIBN* mostra que o parâmetro de média móvel sazonal com extensão 12 é estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%, pois seu valor calculado para a estatística *t* de *Student*, em módulo, é superior, também em módulo, ao seu respectivo valor crítico (Tabela 2).

Tabela 2 – Estimativas, Modelo ARIMA, Variável *PIBN*, Jan. 2009 – Dez. 2022

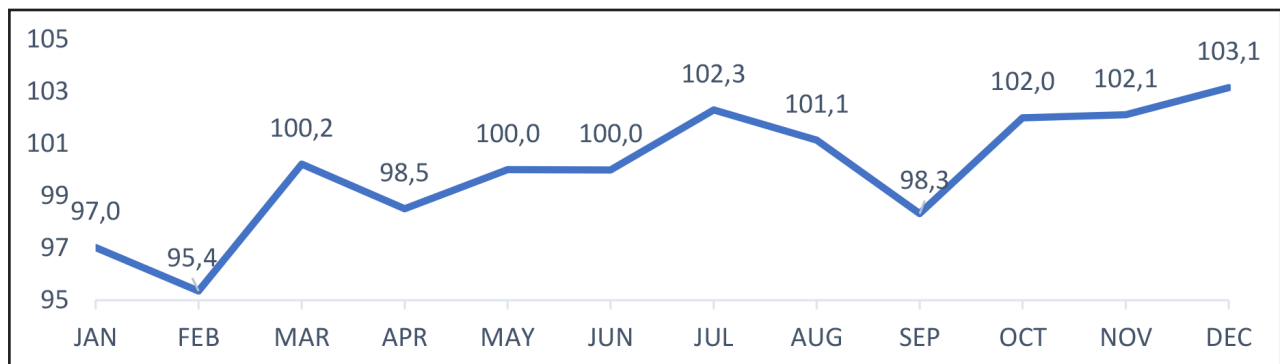
Sazonal	Diferença	Parâmetro Estimado	Erro Padrão	Valor <i>t</i>
θ_1	1	0,69	0,06	11,25***

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

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

A partir do modelo ARIMA estimado foram calculados os índices sazonais mensais, visando ter uma dimensão mais precisa da magnitude da sazonalidade da série *PIBN*. A Figura 2 apresenta os índices sazonais médios para a variável *PIBN*. O valor mínimo ocorre em fevereiro, com um valor de 95,4, enquanto o valor máximo ocorre em dezembro, com um valor de 103,1.

Figura 2 – Índices Sazonais Médios, Variável *PIBN*, Jan. 2009 – Dez. 2022



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

Com base nos índices sazonais médios, foi calculado o respectivo Coeficiente de Amplitude Sazonal (CAS), que é igual a 7,84%. Esse valor é bem menor do que o CAS da variável *QUANT*, no entanto, ainda indica que a série nominal do PIB apresenta sazonalidade, e essa sazonalidade deve ser removida da série antes de determinar sua ordem de integração.

Dado que as variáveis *QUANT* e *PIBN* apresentam sazonalidade, ambas foram dessazonalizadas e renomeadas, passando a serem denominadas *QUANT_d11* e *PIBN-d11*, respectivamente. Uma vez que as séries com sazonalidade foram dessazonalizadas e renomeadas, e considerando o objetivo de obter as respectivas elasticidades, foi aplicado o logaritmo neperiano em todas as variáveis. A vantagem de trabalhar com o logaritmo neperiano das variáveis é que os coeficientes estimados representam diretamente as respectivas elasticidades. Sendo assim, após a aplicação do logaritmo neperiano, as variáveis foram renomeadas e passaram a ser identificadas como *LQUAT_d11*, *LPIBN_d11*, *LPCL* e *LPCI*, respectivamente.

O próximo procedimento consistiu em determinar a ordem de integração de cada variável. Para esse fim, foi utilizado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), variáveis em nível e diferenciadas, conforme a Tabela 3.

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

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (comunicação pessoal, 2 de abril de 2023) e IPEADATA (2023)

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.

Exceto para o modelo somente com constante para a variável *LPCL*, os resultados mostram de forma contundente que todos os modelos e variáveis, em nível, apresentam raiz unitária, dado que as respectivas hipóteses nulas de que as variáveis têm raiz unitária não podem ser rejeitadas, uma vez que em todos os casos os respectivos *P*-valores estão acima do nível de significância de 10%. Como mencionado anteriormente, para o modelo somente com constante para a variável *LPCL*, o nível de significância é igual a 1,39%, ou seja, dependendo do nível de significância adotado, pode-se concluir que a variável em nível tem ou não tem raiz unitária. Com 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 tendência linear. Inclusive, 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 tem raiz unitária não podem ser refutadas, pois seus respectivos *P*-valores se encontram muito acima do nível de significância de 10%. Portanto, em nível, para essa variável, considerando o modelo somente com constante, assume-se que essa série tem raiz unitária.

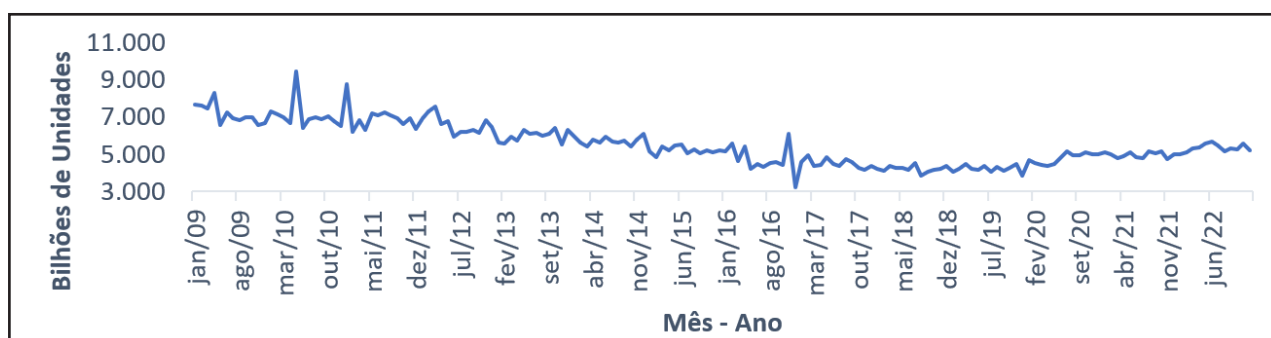
Continuando a análise da ordem de integração das variáveis, após a aplicação de uma diferença regular de ordem um, todas as variáveis são estacionárias, pois os respectivos *P*-valores estão abaixo do nível de significância de 1%. Logo, as hipóteses nulas para todas as variáveis e respectivos modelos podem ser rejeitadas. Conclui-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 feito o teste de cointegração, visando verificar se há relacionamento de longo prazo entre as variáveis. No caso dos testes de raiz unitária é necessário determinar o número de defasagens que será utilizado no teste de cointegração, sendo utilizado o Critério de Informação *BIC*, porém, no contexto multivariado. O resultado do *BIC* indica a utilização de somente uma defasagem.

Antes da realização do teste de cointegração de Johansen, é necessário determinar qual dos cinco casos deve ser considerado no teste, conforme apresentado em Harris e Sollis (2003). De acordo com esses autores, há cinco casos possíveis, os quais levam em consideração a presença ou não de termos determinísticos (constante e/ou tendência linear) tanto no Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), o qual abrange os elementos de curto prazo, quanto no Termo de Correção de Erro (TCE), que leva em consideração os aspectos de longo prazo.

Para se determinar qual dos cinco casos será escolhido para o teste de cointegração de Johansen, será feita uma avaliação visual do comportamento da série das vendas de cigarros lícitos dessazonalizada ao longo do tempo. Como pode ser observado na Figura 3, a variável *QUANT_d11* muda de nível e apresenta tendência descendente desde o início da série em janeiro de 2009 até meados de 2018. Após essa data, a tendência descendente é revertida e a série passa a apresentar tendência ascendente. Aparentemente, esse comportamento é de uma série com tendência quadrática, assemelhando a uma parábola com a abertura para cima. Com base nesse comportamento, será utilizado o caso 5, o qual não impõe qualquer tipo de restrições em relação aos parâmetros determinísticos (constante e tendência). Em outras palavras, em relação ao caso 5, há constante e tendência linear no curto prazo (VEC), assim como no caso do Termo de Correção de Erro (TCE).

Figura 3 – Evolução Temporal, Variável Quantidade Vendida de Cigarros Lícitos Dessazonalizada (*QUANT_d11*), Brasil, Jan. 2009 – Dez. 2022



Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (comunicação pessoal, 2 de abril de 2023)

Outro aspecto que deve ser realçado é que o Método da Decomposição X13-ARIMA-SEATS identificou quatro *outliers* em relação à variável *QUANT_d11*. Os quatro *outliers* são do tipo *Additive Outlier (AO)*, ou seja, os efeitos dessas quebras estruturais são transitórios. Esses *outliers* estão localizados em maio de 2010, janeiro de 2011, novembro de 2016 e dezembro de 2016, e todos são estatisticamente significativos ao nível de significância de 5% (Tabela 4).

Tabela 4 – *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 t
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***

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (comunicação pessoal, 2 de abril de 2023)

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

Tabela 5 – Datas de alterações das alíquotas ad valorem e específica, Cigarros, Brasil

Regime Especial IPI – Alíquotas			
Datas das alterações de alíquotas	Ad Valorem	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)

Visando verificar se as respectivas quebras estruturais são consequência das

mudanças das alíquotas sobre o cigarro, é apresentada a Tabela 5. Esta contém as datas e todos os tipos de alterações nas alíquotas do cigarro para o período de dezembro de 2011 até a última alteração, ocorrida em dezembro de 2016.

Conforme visualização conjunta das Tabelas 4 e 5, o *outlier* localizado em maio de 2010 ocorreu antes das alterações das alíquotas tributárias sobre o setor de cigarros. Em função disso não foi possível identificar qual fator condicionou essa quebra estrutural. Tal quebra resultou em uma variação temporária no nível da série com magnitude de 32,65%. A segunda quebra estrutural ocorreu em janeiro de 2011, no período que antecedeu as alterações das alíquotas tributárias. Mais uma vez, não foi possível indicar os fatores condicionantes dessa quebra estrutural. Apesar dos efeitos dela serem transitórios, ocasionou mudança no nível da série em 26,56%. A terceira quebra estrutural está localizada em novembro de 2016, último mês antes da alteração da alíquota *ad valorem* para o cigarro. Essa quebra foi responsável pelo aumento temporário no nível da série 28,61%. Possivelmente, sabendo do aumento da alíquota que ocorreria em dezembro de 2016, a indústria do cigarro antecipou a produção e a internalização dos respectivos impostos ao governo federal, visando pagar menos imposto. O quarto *outlier* está localizado em dezembro de 2016, mesmo mês em que entrou em vigor o último aumento na alíquota tributária sobre o cigarro no Brasil. Essa quebra estrutural foi responsável pela diminuição transitória no nível da série da quantidade produzida de cigarros com impostos já internalizados, com magnitude igual a 35,15%. Esse foi um movimento natural por parte da indústria, visando compensar o aumento na produção ocorrido em novembro de 2016.

A seguir foi realizado o teste de cointegração de Johansen para o caso 5, porém, antes foi necessário determinar o número de defasagens entre as variáveis. Nesse caso foi utilizado o Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC), que indicou a necessidade de uma defasagem.

O teste de cointegração de Johansen utiliza duas estatísticas, a Traço e a Máximo Autovalor. A forma de análise envolvendo cada uma das duas estatísticas

são semelhantes. No entanto, em relação a literatura sobre séries temporais, a mais utilizada é a estatística Traço. Sendo assim, neste estudo, o foco sobre os resultados do teste de cointegração de Johansen será somente a estatística Traço. Nesse caso, é relevante realçar que os resultados das duas estatísticas convergem para as mesmas conclusões. Finalmente, será utilizado o nível de significância de 5%.

Como há quatro variáveis no sistema, existe a possibilidade de existirem até quatro vetores de cointegração. A Hipótese Nula do teste de cointegração de Johansen é que não há nenhum vetor de cointegração, enquanto a Hipótese Alternativa é de que há pelo menos um vetor de cointegração. A probabilidade de cometer o Erro Tipo I, ou seja, rejeitar a Hipótese Nula de que não há nenhum vetor de cointegração e errar, caso essa hipótese seja rejeitada, é zero, logo, rejeita-se a Hipótese Nula e não se rejeita a Hipótese Alternativa de que há pelo menos um vetor de cointegração (Tabela 6). Como mencionado, há a possibilidade de que exista mais de um vetor de cointegração, logo o teste deve continuar.

Tabela 6 – 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	P-Valor	λ Lmax teste	P-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 (comunicação pessoal, 2 de abril de 2023) e IPEADATA (2023)

Agora, a Hipótese Nula é de que há somente um vetor de cointegração, enquanto a Hipótese Alternativa afirma que há pelo menos dois vetores de cointegração. A probabilidade de se cometer o Erro Tipo I, ou seja, rejeitar a Hipótese Nula de que há somente um vetor de cointegração e estar errado, caso essa hipótese

seja rejeitada, é igual a 14,64%. Isso está acima do nível de significância de 10% (conforme Tabela 6). Portanto, pode-se inferir que esse sistema tem somente um vetor de cointegração.

Para decidir se deve ser estimado um Modelo VAR em nível ou nas diferenças, ou um Modelo VEC⁵, a escolha é dada pela seguinte restrição:

$$0 \leq r \leq n$$

No qual r corresponde ao número de vetores de cointegração, enquanto n é o número de variáveis no sistema. Caso $r = 0$, então, deve-se estimar um Modelo VAR com todas as variáveis estacionárias e, conseqüentemente, não existe relação de longo prazo entre as variáveis, há somente relações de curto prazo. No outro extremo, se $r = n$, então as variáveis são cointegradas, logo, existe relação de longo prazo entre elas, e nesse caso deve-se estimar um Modelo VAR com todas as variáveis em nível. Enfatiza-se que, por se tratar de modelos VAR nos dois casos citados, há *feedback* entre as variáveis “dependentes” e “independentes”, fato que impossibilita que os respectivos coeficientes estimados possam ser utilizados em termos econômicos.

Quando prevalece a restrição $0 \leq r \leq n$, então deve-se estimar um Modelo VEC. Em termos econômicos, esse é o modelo mais interessante, uma vez que permite que se obtenha tanto as elasticidades de longo prazo, como as taxas pelas quais os respectivos desequilíbrios são corrigidos a cada período.

Nesse caso, tem-se que $0 \leq 1 \leq 4$, então, será estimado um Modelo VEC para o caso 5. Uma vez que o Método da Decomposição X13-ARIMA-SEATS identificou a presença de quatro *outliers* com impactos transitórios do tipo AO, ou seja, de curto prazo sobre a série *QUANT_d11* e, aliado ao fato de que o Modelo VEC é dividido em dois segmentos (um de curto prazo e outro de longo prazo), foram geradas e inseridas quatro variáveis *dummies* do tipo AO no modelo VEC.

Os parâmetros de longo prazo (betas) e os de curto prazo (alfas) estão na

⁵ Detalhes sobre o procedimento para escolha do modelo no âmbito dos vetores de cointegração podem ser encontrados em Margarido (2021b).

Tabela 7. A análise será iniciada pelos parâmetros estimados de longo prazo. A variável I_QUANT_d11 é a variável normalizada (ou dependente), por isso seu valor é igual a unidade e não tem valor estimado para o respectivo erro padrão, conseqüentemente não tem valor para a estatística t de *Student*. Todos os parâmetros betas estimados são estatisticamente significativos ao nível de significância de 5%. Outro fato a ser realçado é que os sinais devem ser lidos de forma inversa, pois se trata do vetor de cointegração, não da equação de cointegração.

Tabela 7 – 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 t - Betas	Parâmetros Estimados - Alfas
I_QUANT_d11	1	0	-	-1,0094
I_PIBN_d11	-0,8277	0,080494	-10,28***	0,051073
I_PCL	1,0505	0,040738	25,79***	0,099213
I_PCI	-0,46481	0,05281	-8,80***	-0,026253

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (comunicação pessoal, 2 de abril de 2023) e IPEADATA (2023)

Notas. Número de observações efetivas 167. Valor do t de *Student* tabelado 1.97427.***Significativo ao Nível de Significância de 5%.

O vetor de cointegração é escrito como:

$$LQUANT_d11_{t-1} - 0,8277 LPIBN_{d11t-1} + 1,0505 LPCL_{t-1} - 0,46481LPCI_{t-1}$$

Para transformar o vetor de cointegração em uma equação, basta igualar o vetor de cointegração a zero:

$$LQUANT_d11_{t-1} - 0,8277 LPIBN_{d11t-1} + 1,0505 LPCL_{t-1} - 0,46481LPCI_{t-1} = 0$$

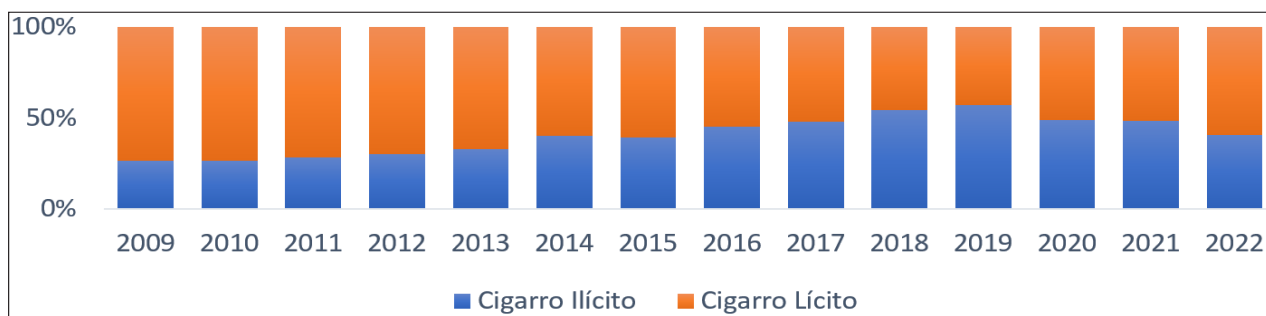
A seguir, deve-se isolar a variável normalizada e trocar os sinais dos demais coeficientes estimados:

$$LQUANT_d11_{t-1} = 0,8277 LPIBN_{d11t-1} - 1,0505 LPCL_{t-1} + 0,46481LPCI_{t-1}$$

Lembrando que as variáveis estão no formato de logaritmo, sendo assim, os coeficientes estimados são as respectivas elasticidades.

Em termos econômicos, levando-se em consideração a condição *coeteris paribus*, ou seja, tudo o mais permanecendo constante, tem-se que uma variação de 1% no preço do cigarro lícito ($LPCL_{t-1}$) induz variação média de -1.0505% na quantidade comercializada de cigarros lícitos ($LQUANT_{d11_{t-1}}$) no longo prazo, configurando uma relação elástica. Esse é um resultado contundente contra aqueles que advogam que o cigarro apresenta elasticidade-preço inelástica. Esse raciocínio é válido quando não há um bem substituto, como ocorria anteriormente, dado que o cigarro é um produto de alta fidelidade ao consumo. Porém, as condições econômicas são dinâmicas e os dados relativos ao *market share* no mercado de cigarros mostram que, no período de 2014 a 2022, a participação de mercado do cigarro ilícito apresenta um mínimo de 40%, chegando ao seu valor máximo de 57% em 2019 (Figura 4). Esses dados confirmam para os descrentes de que há um produto substituto ao cigarro lícito: o cigarro ilícito. Isso é uma realidade que os negacionistas se recusam a aceitar.

Figura 4 – Evolução da Participação de Mercado, Cigarros Lícitos e Ilícitos, Brasil, 2009 – 2022



Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (comunicação pessoal, 2 de abril de 2023)

O País vem enfrentando, há vários anos, um cenário de baixo crescimento econômico, acompanhado por alto desemprego. Logo, o pequeno crescimento econômico, o elevado número de desempregados e os constantes reajustes no preço do cigarro lícito via aumento de tributação e, dado que o cigarro é um produto de

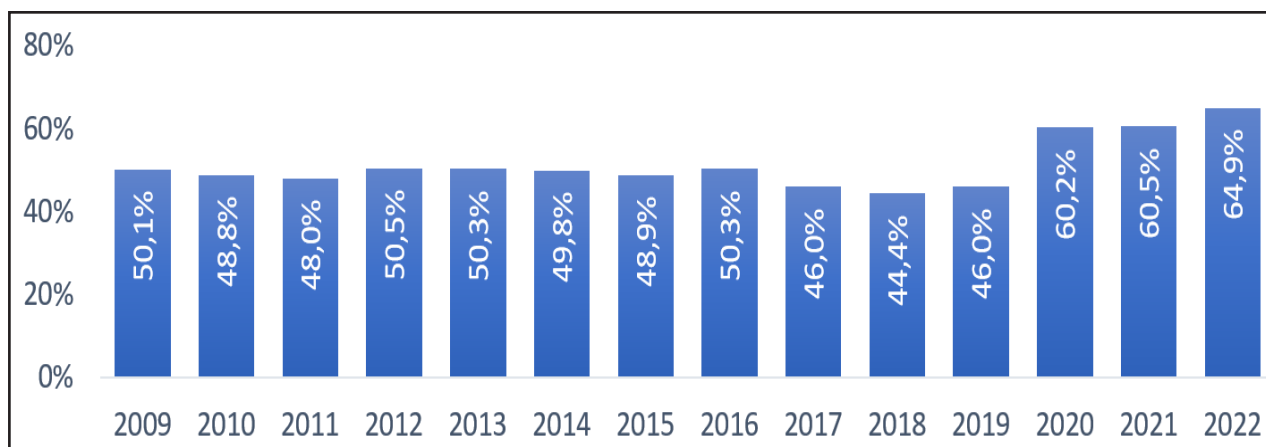
alta fidelidade ao consumo, criam todos os elementos para empurrar o consumidor, especialmente o de baixa renda, para o mercado de cigarros ilícitos. Essa combinação de fatores é responsável por alterar a elasticidade-preço da demanda de cigarros, que era antes inelástica, para elástica, como demonstram os resultados econométricos.

O coeficiente estimado da elasticidade-renda, assim como o coeficiente estimado da elasticidade preço da demanda, também apresenta sinal consistente com o que é preconizado pela Teoria Econômica, ou seja, é positivo. O resultado obtido mostra que uma variação de 1% na renda induz, em média, um aumento de 0,8277% do consumo de cigarros no longo prazo, configurando uma situação inelástica, porém muito próxima da elasticidade unitária. Isso significa que a renda ou o poder de compra são fatores determinantes para que o consumidor adquira o cigarro lícito. Mas, crises institucionais internas e fatores exógenos, como a crise da Covid-19 e a invasão da Ucrânia pela Rússia, foram determinantes para a contração da renda, contribuindo para empurrar o consumidor para o mercado de cigarros ilícitos.

Finalmente, o resultado da elasticidade-preço cruzada mostra que uma variação de 1% no preço do cigarro ilícito induz, em média, uma variação de 0,4648% na quantidade comercializada de cigarros lícitos no longo prazo, configurando uma relação inelástica entre as duas variáveis. Apesar da relação entre as duas variáveis ser inelástica, quando ocorre um aumento no preço do cigarro ilícito relativamente ao cigarro lícito, ainda assim alavanca positivamente a quantidade demandada de cigarro lícito, ou seja, uma parcela dos fumantes de cigarros ilícitos migra para o mercado de cigarros lícitos. Isso é confirmado ao se visualizar as Figuras 4 e 5.

No período pós-pandemia, observou-se um aumento nos preços relativos dos cigarros ilícitos, pois deixaram de oscilar em torno de 50% no período anterior à pandemia e passaram a oscilar em torno de 60%. *Pari passu*, houve queda do *market share* do cigarro ilícito. Esses resultados, possivelmente, são decorrentes do aumento dos custos de produção do cigarro ilegal durante a pandemia, ocorrida entre o final de 2019 e 2021 (por conta das restrições de mobilidade de pessoas).

Figura 5 – Evolução da Relação %, Cigarros Lícitos e Ilícitos, Brasil, 2009 – 2022



Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (comunicação pessoal, 2 de abril de 2023)

Além disso, pós-pandemia, com o desenvolvimento das vacinas, a demanda se recuperou rapidamente, enquanto o lado da oferta não conseguiu acompanhar a demanda. O resultado desse descompasso entre demanda e oferta de matérias primas desaguou na escassez de matérias primas, com o conseqüente aumento de preços desses insumos, sendo essa situação agravada pela guerra na Ucrânia.

Anteriormente, foi mencionado que as elasticidades obtidas no Modelo VEC são de longo prazo. Mas, afinal, o que é o longo prazo? A resposta a essa pergunta corresponde aos parâmetros alfas da Tabela 7. O sinal negativo do parâmetro alfa associado a variável *LQUAN_d11* mostra o percentual dos desequilíbrios que são corrigidos a cada período. O valor desse parâmetro alfa é praticamente um, sendo assim, desequilíbrios nas vendas de cigarros lícitos são corrigidos em 100% a cada mês, ou seja, os ajustes nesse mercado são instantâneos, pois ocorrem no mesmo mês. Esse é um resultado esperado, pois trata-se de um produto de consumo não durável, sendo sua reposição relativamente rápida diante de algum problema de mercado, pois toda matéria prima do cigarro é produzida no país e há estoques.

Para as variáveis *LPIBN_d11* e *LPCL*, os sinais positivos indicam que as duas variáveis são fracamente exógenas, ou seja, não reagem aos desequilíbrios de curto prazo (Tabela 7). Em outras palavras, as duas variáveis impactam o comportamento

da variável *LQUANT_d11*, porém o contrário não ocorre. Pode-se dizer que esse resultado se assemelha ao teste de Causalidade de Granger, sendo essa causalidade unidirecional dessas duas variáveis para a variável *LQUANT_d11*. Em relação às respectivas elasticidades, uma variação de 1% em *LPIBN_d11* induz uma variação média de 0,8277% em *LQUANT_d11* sem defasagem temporal. O mesmo raciocínio se aplica em relação a variável *LPCL*, ou seja, uma variação de 1% no preço do cigarro lícito induz uma redução média de 1,0505% na quantidade comercializada de cigarro lícito instantaneamente, dentro do mesmo mês do choque dado pela variável *LPCL*.

No caso da variável *LPCI*, apesar de possuir sinal negativo, seu valor é muito próximo de zero. Sendo assim, poderia ser considerada como sendo fracamente exógena. No entanto, para confirmar tal resultado, foi utilizado o teste de exogeneidade. A Hipótese Nula desse teste afirma que a variável é fracamente exógena. A probabilidade de se cometer o Erro Tipo I, ou seja, rejeitar a Hipótese Nula e errar, caso tal hipótese seja rejeitada, é igual a 52,67%, muito acima do nível de significância de 10%. Logo, não se rejeita a Hipótese Nula e pode-se inferir que a variável *LPCI* também é fracamente exógena, ou seja, variações em *LPCI* determinam variações em *LQUANT_d11*, porém, não ocorre o contrário (Tabela 8). Em termos de elasticidade, uma variação de 1% em *LPCI* determina uma variação média de 0,4648% sem defasagem temporal sobre a variável *LQUANT_d11*.

Tabela 8 – 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 (comunicação pessoal, 2 de abril de 2023)

Por fim, os resultados deste artigo contrapõem as publicações de Franco-Churruarin e Gonzalez-Rozada (2022), de Divino, Ehrl, Candido, Valadão e Iglesias (2023)

e Universidade Católica de Brasília (2023). Esses três artigos partem de premissas obnubiladas da teoria econômica e da realidade brasileira, baseando-se, ora em dados do passado, ora menoscabando aspectos recentes do mercado de cigarros no Brasil (como o aumento do *market share* do cigarro contrabandeado no mercado de cigarros total, exceto para o período pandêmico, pelas razões já explicadas).

O artigo de Franco-Churruarin e Gonzalez-Rozada (2022) afirma que o aumento da tributação sobre o cigarro resulta no aumento do preço para o consumidor, retardando em até 2,5 anos a idade em que as pessoas começam a fumar. Mas, usa dados de 10 anos atrás, quando as condições do mercado eram diferentes das atuais.

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, baseando-se em evasões como: o cigarro não ter substituto (errado: a produção de cigarros paraguaios e o seu parco consumo doméstico evidencia que grande parcela é consumida no Brasil), e que o aumento do preço via tributação reduz o número de fumantes e aumenta a arrecadação tributária (errado: além de não estimarem a realidade microeconômica do cigarro ilegal, esqueceram-se de que a política tributária agressiva, pós-2012, que levou ao aumento de preços do cigarro, favoreceu somente o crime de contrabando; também não foi constatado o cálculo da elasticidade-renda). Ainda argumentam que é necessário aumentar a repressão para minimizar o crime de contrabando (embora seja imprescindível essa condição, não é suficiente, devido à extensão das fronteiras brasileiras e à dificuldade de controle). Todas essas contra-argumentações podem ser encontradas em Nicola, Margarido e Shikida (2022).

Outro destaque é a perda de arrecadação tributária do cigarro lícito, que caiu em média 1,39% ao ano, paralelamente ao aumento da participação do cigarro ilegal no mercado, que elevou em média 8,78% ao ano (a.a.), enquanto a produção de cigarros lícitos apresentou uma queda média de 6,07% a.a. (2009 a 2019)⁶. Porém,

⁶ As taxas médias anuais de crescimento foram calculadas com base em um modelo de regressão contra o tempo.

de 2020 a 2022, durante a pandemia, a participação de mercado do cigarro ilícito caiu em média 8,99% a.a. A arrecadação tributária com o cigarro lícito teve uma queda média menor (1,08% a.a.), enquanto a produção de cigarros lícitos cresceu em média 5,32% a.a. Esse segundo período reflete a diminuição da diferença de preços entre o cigarro legal e ilegal causada pelos anos de pandemia e pela instabilidade internacional. Apesar desse 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.

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 errônea), para a partir daí se manter levemente estável (Tabela 9).

Tabela 9 – Evolução da Arrecadação Real* Total, Cigarros, Brasil, 2009 – 2022

Ano	ARRECADÇÃO REAL TOTAL (R\$ Milhões)	Ano	ARRECADÇÃO REAL TOTAL (R\$ Milhões)
2009	8.113,51	2016	8.438,24
2010	8.694,04	2017	8.371,60
2011	8.443,04	2018	7.521,55
2012	9.138,38	2019	7.076,04
2013	9.898,00	2020	7.735,51
2014	10.008,29	2021	7.524,13
2015	9.029,46	2022	7.568,54

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da IPEC (comunicação pessoal, 2 de abril de 2023)

Notas. *Dados deflacionados pelo IPCA.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi determinar a elasticidade-preço da demanda, a elasticidade-renda e a elasticidade-preço cruzada no mercado de cigarros no Brasil, via modelos de séries temporais. Como principal resultado, a elasticidade-preço da demanda do cigarro lícito configurou uma relação elástica, já sua elasticidade-renda

mostrou positividade, configurando inelasticidade, mas próxima da elasticidade unitária. O resultado da elasticidade-preço cruzada mostrou relação inelástica entre os cigarros lícitos e ilícitos.

Tais conclusões asseveram que o aumento de preços por meio de políticas tributárias, com o fito de desencorajar o consumo de cigarros, não alcançou seu propósito devido à tendência natural de substituição do produto de preço mais alto (cigarro lícito) pelo de preço mais baixo (cigarro ilícito). Isso resultou na maciça entrada do cigarro contrabandeado, proveniente mormente do Paraguai. Não é sem motivo que, de 2013 até 2019, a participação de mercado dos cigarros lícitos no Brasil apresentou uma tendência de queda, em contraste com o aumento da participação dos cigarros ilegais nas vendas totais. Diante disso, uma questão merece reflexão: o aumento de imposto sobre cigarros no Brasil é efetivo para a queda do consumo e elevação da arrecadação?

REFERÊNCIAS

- Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, W. J., & Hendry, D. (1993). *Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford: Oxford University Press.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of American Statistical Association*, 74(366), 427-431. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/2286348>. doi: 10.2307/2286348
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/1912517>. doi: 10.2307/1912517
- Divino, J. A., Ehrl, P., Candido, O., Valadão, M., & Rodriguez, G. (2022). Efeitos da Repressão ao Mercado Ilícito de Cigarros no Brasil (Tobacconomics Working Paper No. 23/2/2). UCB. Recuperado de <https://tobacconomics.org/research/effects-of-curbing-the-illicitcigarettemarket-in-brazil-working-paper-series>
- Franco-Churruarin, F., & Gonzalez-Rozada, M. (2022). *The impact of cigarette price increases on the prevalence of daily smoking and initiation in Brazil*. Chicago, IL: Tobacconomics Research Report. Recuperado de <https://tobacconomics.org/files/research/809/brazil-youth-smoking-report-v6.0.pdf>

- Freitas, S. M. de, Ferreira, C. R. R. P. T., & Barbosa, M. Z. (1998). Oportunidades e entraves à expansão de dendeicultura brasileira. *Agricultura em SP*, 45(2), 1-16.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/1912791>. doi: 10.2307/1912791
- Harris, R. I. D. (1995). *Cointegration analysis in econometric modelling*. New Jersey: Prentice Hall.
- Harris, R. I. D., & Sollis, R. (2003). *Applied time series modeling and forecasting*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEADATA. (2023). *PIB*. Recuperado de <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. Oxford: Oxford University Press.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210. Recuperado de <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- Margarido, M. A. (2020). *Teoria e aplicações de modelos de séries temporais em economia*. São Paulo: Independente.
- Margarido, M. A. (2021a). Análise da série de vendas do varejo restrito no Estado de São Paulo: uma aplicação do Método X12-ARIMA. *Revista IPT: Tecnologia e Inovação*, 5(17), 76-94. Recuperado de <https://revista.ipt.br/index.php/revistaIPT/article/view/140>
- Margarido, M. A. (2021b). *Modelos de séries temporais: teoria e prática com Aplicações no Software GRET*. São Paulo: Pezco Editora.
- Nicola, M. L., Margarido, M. A., & Shikida, P. F. A. (2022). 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*, 26(2), 314-331. Recuperado de <https://e-revista.unioeste.br/index.php/gepec/article/view/29234>
- Receita Federal do Brasil (2022). *Produção de cigarros no Brasil*. Recuperado de <https://www.gov.br/receitafederal/pt-br/assuntos/orientacao-tributaria/regimes-e-controles-especiais/producao-de-cigarros-no-brasil-2022>
- Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics*, 6(2), 461-464. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/2958889>
- Universidade Católica de Brasília – UCB. (2023). *Reform options for Brazil's tobacco special tax*. Chicago, IL: Tobacconomics. Recuperado de <https://www.tobacconomics.org/research/reform-options-for-brazils-tobacco-special-tax/>

Como citar este artigo

Margarido, M. A., Shikida, P. F. A., & Komesu, D. K.. Elasticidades no mercado brasileiro de cigarros. *Revista Práticas de Administração Pública*, Santa Maria, 6 (2), 65-90. <https://doi.org/10.5902/2526629284176>