

UMA ALTERNATIVA DE COMBATE AO CONTRABANDO DE CIGARRO A PARTIR DA ESTIMATIVA DA CURVA DE LAFFER E DA DISCUSSÃO SOBRE A POLÍTICA DE PREÇO MÍNIMO

Mario Antonio Margarido¹

Matheus Lazzari Nicola²

Pery Francisco Assis Shikida³

RESUMO: Este artigo procura estimar a Curva de Laffer para o cigarro no Brasil, objetivando verificar qual a alíquota ótima para o Imposto sobre os Produtos Industrializados (IPI) neste produto. De posse dessa informação, apresentar uma forma inovadora de combate ao contrabando de cigarro a partir da discussão da política de preço mínimo. Os resultados encontrados sugerem que a alíquota ótima para o IPI é de 32,46%, não muito diferente da alíquota real do IPI (verificada entre 2012 a 2015). Conclui-se que a eliminação da estratégia de preços mínimos, neste mercado, afetaria drasticamente a rentabilidade da indústria ilegal de cigarros.

Palavras-chave: Curva de Laffer, política de controle de tabaco, mercado ilegal de cigarro.

JEL: C13; H30

AN ALTERNATIVE IN COMBATING SMUGGLING OF CIGARETTES BASED ON THE ESTIMATE OF LAFFER CURVE AND DISCUSSION CONCERNING THE POLICY OF THE MINIMUM PRICE

ABSTRACT: This paper aims to estimate the Laffer Curve for cigarettes in Brazil, aiming to verify the optimal rate for the Industrialized Products Tax (IPI) in this product. With this information, to present an innovative way to combat cigarette smuggling from the discussion of policy of the minimum price. The results suggest that an optimal IPI rate is 32.45%, however, it has been observed that a real IPI rate between 2012 and 2015 was always close to the estimated optimum aliquot. It is concluded that the elimination of the minimum price strategy in this market would drastically affect the profitability of the illegal cigarette industry.

Key words: Laffer curve, tobacco control policy, illegal cigarette market.

JEL: C13; H30

1. Introdução e Formulação do Problema

Segundo estimativas do Instituto de Desenvolvimento Econômico e Social da Fronteira – IDESF (2015), o contrabando geral movimenta R\$ 25 bilhões por ano apenas nas regiões de fronteira do Brasil. Das 10 mercadorias mais contrabandeadas pelas fronteiras nacionais, o cigarro representa 67,44% do total deste volume, o que equivale a R\$ 6,4 bilhões entre perdas da indústria e não tributação. Algumas razões que justifiquem este cenário estão

¹ Doutor em Economia Aplicada pela ESALQ/USP. Assessoria de Política Tributária e Econômica, Secretaria da Fazenda do Estado de São Paulo. Avenida Rangel Pestana, n. 300, 5 andar, sala 518, Centro – São Paulo, SP. CEP: 01.017-911. E-mail: margaridoma@gmail.com

² Economista, Mestrando em Desenvolvimento Regional e Agronegócio pela Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE). Rua da Faculdade nº 645, Jardim Santa Maria – Toledo - PR. CEP: 85.903-000. E-mail: matheus.hgk@gmail.com

³ Doutor em Economia Aplicada pela ESALQ/USP. Professor Associado da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE). Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPq. Rua da Faculdade nº 645, Jardim Santa Maria – Toledo - PR. CEP: 85.903-000. E-mail: peryshikida@hotmail.com

na alta lucratividade obtida com o contrabando de cigarro, que pode chegar a 231,15%, e na incapacidade policial para coibir este tipo de ilícito. Outra justificativa para a entrada do cigarro ilegal no Brasil é a sua alta taxação tributária *vis-à-vis* ao congênero paraguaio, fazendo com que seus preços sejam majorados e, consequentemente, haja uma elevação da demanda pelo cigarro contrabandeado.

Neste tocante, Paes (2014) deduz que a tributação sobre produtos derivados do tabaco (do qual o cigarro é majoritário) aumenta a receita tributária, cria uma fonte de financiamento para correção das externalidades negativas do tabaco e desestimula o seu consumo. Logo, se a alíquota dos tributos sobre os produtos derivados do tabaco é baixa, e o governo a eleva, então aumenta a arrecadação, amplia sua capacidade de corrigir as externalidade e o consumo reduz. No entanto, progressivos aumentos dessas alíquotas levará a receita tributária a um ponto estacionário, ou seja, um ponto de máxima arrecadação que, a partir dele, se as alíquotas continuarem subindo, a receita tributária reduzirá tendendo assintoticamente a zero, à medida em que o número de consumidores dispostos a pagar um preço maior também tende assintoticamente a zero.

Outra possibilidade seria a simples proibição da produção, distribuição e comercialização dos produtos derivados do tabaco. No entanto, essa possibilidade criaria um mercado ilegal, consequência idêntica a elevação do seu preço muito acima do ponto de estacionariedade da receita tributária, trazendo consigo todas as dificuldades inerentes ao combate de drogas ilícitas e, ainda, exigiria recursos de outras fontes para sustentar as ações para sua coação.

Neste sentido, a discussão sobre como as políticas públicas devem ser arquitetadas para equilibrar o consumo de cigarro e suas externalidades negativas deve, obrigatoriamente, iniciar pela análise da elasticidade-preço da demanda por cigarro. Essa análise é essencial para identificar sobre quem recairá o ônus da tributação, para mensurar a variação da demanda após a variação de preço induzida pela alteração das alíquotas dos tributos, bem como para avaliar a eficiência de políticas públicas com o objetivo de modificar o padrão de comportamento desses consumidores e, por consequência, avaliar se essas ações estão realmente compensando externalidades negativas do consumo de tabaco.

No Brasil, Carvalho e Lobão (1998) estimaram a elasticidade-preço da demanda por cigarros legais, utilizando uma série temporal bimestral entre 1983 a 1994. Os coeficientes encontrados foram: -0,14 para o curto prazo; -0,49 para o longo prazo. Iglesias *et al.* (2007) realizaram a mesma estimativa, mas utilizando uma série temporal bimestral entre 1991 a 2005, e os coeficientes encontrados foram -0,27 (para o curto prazo) e -0,48 (para o longo prazo). Consultando o IDESF (2017), existem estimativas da elasticidade-preço da demanda por cigarros legais que empregaram uma série temporal mensal entre 2010 a 2015, cujos resultados evidenciam a tendência inelástica do consumo de cigarros legais no Brasil, pois o coeficiente estimado para o curto prazo não foi estatisticamente significativo, ou seja, no curto prazo a curva de demanda por cigarros é infinitamente inelástica, sendo -0,25 para o longo prazo.

Esses resultados corroboram com a estratégia de elevação de preço, por meio da tributação, para desestimular a demanda e reduzir as externalidades negativas relativas ao uso do cigarro. Porém, isto contribui para aumentar o contrabando desse produto. Destarte, caso a estratégia de aumentar o preço para reduzir o consumo de cigarro continue, chegar-se-á a um ponto em que o seu resultado será apenas a transferência de renda desses consumidores para o mercado ilegal e não mais contribuirá para a redução da demanda. E isto é um problema!

Isto posto, este artigo procura, primeiramente, estimar a Curva de Laffer para o cigarro no Brasil, objetivando verificar qual a alíquota ótima para o Imposto sobre os Produtos

Industrializados (IPI). De posse dessa informação, inédita na literatura acadêmica, verificar qual a melhor forma, do ponto de vista econômico, de combate ao contrabando de cigarro. Com isto, espera-se aprofundar o debate sobre a estratégia de reduzir o consumo de tabaco por meio da elevação de preços, tendo como parâmetro para essa discussão a receita tributária gerada a partir do IPI que incide sobre a produção de cigarro e a política de preço mínimo.

Este artigo está estruturado com esta breve introdução e formulação do problema (1), nas seções seguintes se encontram os principais aspectos da Curva de Laffer (2) e metodologia utilizada para estimá-la (3). Os resultados e discussão (4) e as considerações finais (5) completam o presente trabalho.

2. Principais Aspectos da Curva de Laffer⁴

Para discutir a receita tributária advinda dos produtos derivados do tabaco utilizar-se-á a Curva de Laffer, a qual mostra a relação entre a alíquota de imposto incidente sobre determinado produto e sua respectiva arrecadação gerada para o Estado. É necessário enfatizar que esta relação gera dois efeitos, substituição e renda.

Em linhas gerais, o efeito substituição representa a troca das decisões dos agentes econômicos como resultado nas alterações das alíquotas dos impostos dos produtos, ou seja, uma elevação das alíquotas de imposto sobre determinado produto torna este produto mais caro, desestimulando seu consumo, pois há perda de poder de compra por parte do consumidor e aumenta o consumo de produtos substitutos. Em termos microeconômicos, o efeito substituição representa o deslocamento sobre determinada curva de indiferença, reduzindo a quantidade demandada de um produto, ao revés, aumenta o consumo de outro produto, porém, mantendo constante o nível de bem-estar do consumidor.

O segundo estágio relativo a este ajustamento no preço é denominado de efeito renda, neste caso ocorre troca da capacidade aquisitiva dos consumidores. Mantidos os preços dos produtos constantes, um dado aumento de renda para o consumidor possibilita que sua restrição orçamentária consiga atingir uma curva de indiferença mais elevada, aumentando o bem estar do consumidor. Em outras palavras, o efeito renda permite que o consumidor se movimente entre as curvas de indiferença, proporcionando-lhe um aumento ou redução de bem-estar (VARIAN, 1996).

Sob o ponto de vista do governo, há necessidade de cobrança de impostos para financiar os gastos com saúde, educação, segurança, etc. Sendo assim, o governo precisa fixar alíquotas de impostos. No entanto, o governo deve calibrar com máxima precisão quais são alíquotas que geram a maior arrecadação possível, pois, alíquotas muito elevadas incentivam maior evasão de impostos, enquanto que alíquotas muito baixas impossibilita que o governo obtenha recursos necessários para cumprir com suas funções diante da sociedade.

No âmbito macroeconômico, a elevação de tributos reduz a renda disponível, interfere nos preços relativos dos produtos produzidos internamente, com impactos diversos sobre os componentes da demanda agregada, afetando negativamente o produto da economia (SIMONSEN; CYSNE, 2007). Por isso é de extrema relevância determinar qual é a alíquota ótima de imposto que incidirá sobre cada produto e, ainda, considerar as particularidades de cada mercado mediante simulações.

2.1. A matemática da Curva de Laffer

Para se determinar qual deve ser a alíquota ótima, utiliza-se a Curva de Laffer. Matematicamente, esta Curva é representada como:

⁴ Esta seção baseia-se fundamentalmente em Laffer (2004) e Trabandt e Uhlig (2011).

$$ITR_t = f(T_t^2, T_t) \quad (1)$$

Em que: ITR_t corresponde a arrecadação tributária real *per capita* no período t e T_t representa a arrecadação tributária como percentual do Produto Interno Bruto (PIB).

Em função da presença do termo quadrático na expressão anterior, a Curva de Laffer tem o formato de uma parábola côncava.

O Gráfico 1 apresenta o comportamento da curva da equação (1). No eixo horizontal está o percentual da alíquota do imposto, no eixo vertical se encontra a receita obtida pelo governo em função da alíquota estabelecida pelo próprio governo. Por se tratar de uma função matemática, a questão reside em maximizar esta função. Portanto, é necessário derivar esta função e igualar à zero para se encontrar o ponto de máximo. Basicamente, dado que a alíquota do imposto é um percentual cobrado sobre o preço do produto, três são os pontos mais relevantes da Curva de Laffer. Quando a alíquota é igual a zero, a arrecadação do governo é igual a zero (a). No outro extremo, quando a alíquota é igual a 100%, a arrecadação do governo também é nula (c), pois nenhuma unidade de produto é vendida, dada a magnitude do imposto cobrado e/ou há evasão fiscal. O terceiro ponto relevante consiste no ponto de máximo da função e, neste caso, inclinação da reta é igual a zero (b), ou seja, paralela ao eixo horizontal do Gráfico 1.

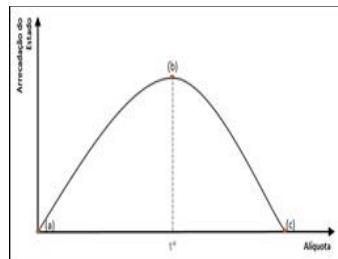


Gráfico 1 – Curva de Laffer
Fonte: Laffer (2004).

2.2. Modelo econométrico da Curva de Laffer

Econometricamente, a Curva de Laffer é representada pela seguinte fórmula:

$$ITR_t = \beta_1 T_t + \beta_2 T_t^2 + \beta_3 t + \varepsilon_t \quad (2)$$

sendo que t corresponde a uma tendência determinística e ε_t representa os resíduos da regressão, os quais, por hipótese, devem ser identicamente e independentemente distribuídos (*iid*), ou seja, não podem apresentar autocorrelação.

2.3. Definição das variáveis na Curva de Laffer

A variável Arrecadação Tributária Real *per capita* (ITR_t) é definida como:

$$ITR_t = \frac{ITN_t}{\frac{IPCA_{base}}{P_t}} \quad (3)$$

Em que: ITN_t corresponde a Arrecadação Tributária Nominal (preços correntes) no período t , $IPCA_{base}$ é o Índice de Preços ao Consumidor Amplo, o qual é o indicador da inflação oficial no Brasil para o período base e P_t é a População do Brasil no período t . A relação entre Arrecadação Tributária Nominal e PIB Nominal, ambos no tempo t é representada como $T_t = \frac{ITN_t}{PIB\ Nominal_t}$. Espera-se que os parâmetros da regressão sejam estatisticamente significativos, sendo que β_1 seja positivo e β_2 seja negativo, para garantir que a curva tenha o formato de U invertido. Após se obter as estimativas dos parâmetros, deve-se igualar a equação a zero para se obter a seguinte relação: $\frac{-\beta_1}{2\beta_2}$.

3. Material e Métodos para Estimar a Curva de Laffer

A série da Arrecadação Nominal de Cigarro no Brasil levou em consideração somente a incidência do Imposto sobre Produto Industrializado (IPI), obtida no próprio *site* da Receita Federal do Brasil. No mesmo site há também a série denominada “outros impostos e contribuições”, no entanto, essa série agrega o valor arrecado pelo PIS/Pasep (Programas de Integração Social e de Formação do Patrimônio do Servidor Público) e pela COFINS (Financiamento da Seguridade Social), informação não utilizada nas estimativas.

As séries temporais relativas à População do Brasil e Índice de Preços ao Consumidor Ampliado foram obtidas no *site* do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A série do PIB do Brasil Nominal foi extraída do *site* do IPEADATA.

As séries têm periodicidade mensal e o período analisado inicia-se em janeiro de 2010 e estende-se até dezembro de 2015, contendo um total de 72 observações. Para obter os respectivos valores reais, as séries de Arrecadação Nominal e do PIB Nominal foram deflacionadas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), a preços constantes de dezembro de 2015.

Para construir a série mensal para a População do Brasil utilizou-se como *proxy* a série População do Estado de São Paulo, obtida no *site* da Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE), para o período de janeiro de 2010 até dezembro de 2015. No entanto, essa série mensal estava disponível somente a partir de janeiro de 2012. Sendo assim, foi necessário estimá-la para o período de janeiro de 2010 até dezembro de 2011.

Inicialmente, foi calculada a relação percentual mensal da População do Estado de São Paulo em relação à População do Brasil (para o período de janeiro de 2012 até dezembro de 2015). Na sequência, foi calculada a relação média para o referido período. Posteriormente, dividiu-se a População do Estado de São Paulo pelo percentual médio calculado para o período de janeiro de 2012 a dezembro de 2015, e este resultado foi multiplicado por 100. O resultado é uma estimativa da População do Brasil para o período de janeiro de 2010 até dezembro de 2011.

3.1 Procedimentos metodológicos

Com base na Teoria da Curva de Laffer foram elaboradas três séries compostas: 1) Relação Arrecadação Real sobre População; 2) Relação Arrecadação de Cigarros nominal sobre PIB nominal; e, para captar a Tendência Quadrática, a relação 3) Arrecadação nominal sobre PIB nominal foi elevada ao quadrado. Finalmente, cada série foi transformada em índice cuja base é janeiro de 2010 igual a 100.

Basicamente, uma série de tempo pode ser desagregada em quatro componentes, quais sejam: ciclo, tendência, sazonalidade e componente aleatório. Matematicamente, uma série de tempo pode ser multiplicativa (4) ou aditiva (5), conforme apresentada por:

$$\widehat{Ym}_t = \widehat{T}_t * \widehat{S}_t * \widehat{C}_t * \widehat{I}_t \quad (4)$$

$$\widehat{Ya}_t = \widehat{T}_t + \widehat{S}_t + \widehat{C}_t + \widehat{I}_t \quad (5)$$

\widehat{Ym}_t é a série de tempo classificada como Multiplicativa; \widehat{Ya}_t é a série de tempo classificada como Aditiva; T , Tendência; S , Sazonalidade; C , Ciclo; e I , Componente Aleatório, também denominado de Componente Irregular.

De acordo com Fredo e Margarido (2008, p.372), a “tendência capta elementos de longo prazo relacionados com a série de tempo, com característica determinística, ou seja, pode ser uma função matemática, ou então estocástica, resultado de um processo aleatório”. Neste caso, a tendência estocástica, em economia, mostra alterações no nível da série de

tempo, as quais podem ser resultados de mudanças sociais, tecnológicas, condições de mercado, meio ambiente, entre outros.

O componente sazonal capta os padrões regulares da série de tempo como, por exemplo: mudanças de temperatura, índice pluviométrico, safra ou entressafra de produtos agropecuários, vendas da indústria ou do varejo, etc. Os ciclos são caracterizados por longas ondas, regulares, em torno de uma linha de tendência. O interesse pelos ciclos está relacionado com seus pontos de mudanças, também denominados de pontos de inflexão, frequência, duração, etc.

De acordo com Yaffee e McGee (2000, p.66):

O programa do método X-12 foi desenvolvido pelo U.S. Census e contém algumas inovações em relação ao método X-11 e sua posterior atualização em 1988, o X-11 ARIMA, desenvolvido por E.B. Dagum *et al* (1996). Dagum (1998) introduziu o X-11 ARIMA para reduzir o viés de previsão para o final das séries. O novo X-12 contém uma nova sistemática, focada no diagnóstico para avaliar a qualidade de ajustamentos sazonais.

No cálculo do Coeficiente de Amplitude Sazonal (CA) de cada série foi utilizado o trabalho de Freitas *et al.* (1998). Este coeficiente tem como base a seguinte fórmula:

$$CA\% = \frac{(\text{Índice Máximo} - \text{Índice Mínimo})}{(\text{Índice Máximo} + \text{Índice Mínimo})} * 2 * 100 \quad (6)$$

Para a determinação da ordem de integração de cada variável foi utilizado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), de acordo com o apresentado em Dickey e Fuller (1979 e 1981). Entretanto, antes da realização do teste de raiz unitária é necessário determinar o número de defasagens a ser utilizada em cada fase do teste de raiz unitária. A determinação correta do número de defasagens é importante, con quanto seja relevante garantir que os resíduos das auto-regressões dos testes de raiz unitárias sejam não correlacionados, garantindo resultados não viesados dos respectivos testes. Para a determinação do número de defasagens foi utilizado o Critério de Informação de Akaike Corrigido (AICC). O Critério de Akaike Corrigido (AICC) é definido, conforme Hurvich e Tsai (1989), como:

$$AICC = \log(|\Sigma|) + \frac{2r}{(T - r / K)} \quad (7)$$

Em que: r corresponde ao número de parâmetros estimados; Σ denota a estimativa de máxima verossimilhança da matriz de variância-covariância (Σ); e K representa a dimensão da série temporal. O AICC (7) se caracteriza por ser assintoticamente eficiente tanto para os modelos de regressão, quanto para o caso de modelos de séries temporais. Ademais, o AICC tem melhores propriedades estatísticas *vis-à-vis* o Critério de Informação de Akaike (AIC).

Objetivando identificar a possível relação de longo prazo entre as variáveis é utilizado o teste de cointegração de Engle e Granger (1991)⁵. Por fim, após as correções necessárias nas séries utilizadas para a estimação do modelo, a alíquota ótima estimada para o Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) será calculada após igualar a equação de regressão a zero e derivá-la em relação à arrecadação sobre o PIB, obtendo-se a seguinte equação:

$$\widehat{Alq}_{IPI} = \frac{-\beta_1}{2 \cdot \beta_2} \cdot 100 \quad (8)$$

em que \widehat{Alq}_{IPI} é a alíquota ótima estimada para o IPI, β_1 e β_2 correspondem ao intercepto e ao coeficiente angular da regressão da Curva de Laffer, respectivamente.

⁵ Sobre considerações matemáticas desse procedimento, ver: Engle e Granger (1991), Phillips e Ouliaris (1990) e Mackinnon (1991).

4. Resultados e Discussão

A inspeção visual mostrou que todas as séries apresentam sazonalidade. Em função desta constatação foi necessário dessazonalizá-las. O processo utilizado para dessazonalizar cada série foi o Método X12 do *Bureau of the Census*. Sendo assim, foram estimados os respectivos índices sazonais médios para cada variável. O Gráfico 2 apresenta a evolução temporal da série original da Arrecadação sobre População (A1 – linha vermelha) e a mesma série dessazonalizada (D11 – linha azul).

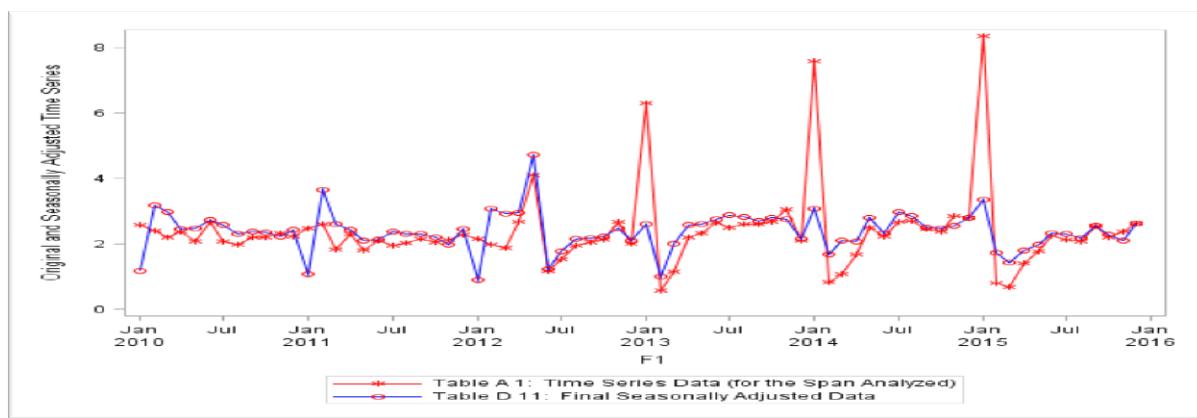


Gráfico 2 – Relação Arrecadação do Segmento de Cigarros/População do Brasil Original e Dessaonalizada, Brasil (janeiro 2010 a dezembro de 2015)

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados básicos da Receita Federal do Brasil, IBGE e SEADE.

O Gráfico 3 apresenta os índices sazonais médios mensais da relação arrecadação sobre população. Observa-se que o maior valor para o índice sazonal médio ocorre no mês de janeiro (236,47), o menor valor se localiza no mês de fevereiro (60,93). O coeficiente de amplitude sazonal é igual a 118,04%, reforçando a presença de intensa sazonalidade da série.

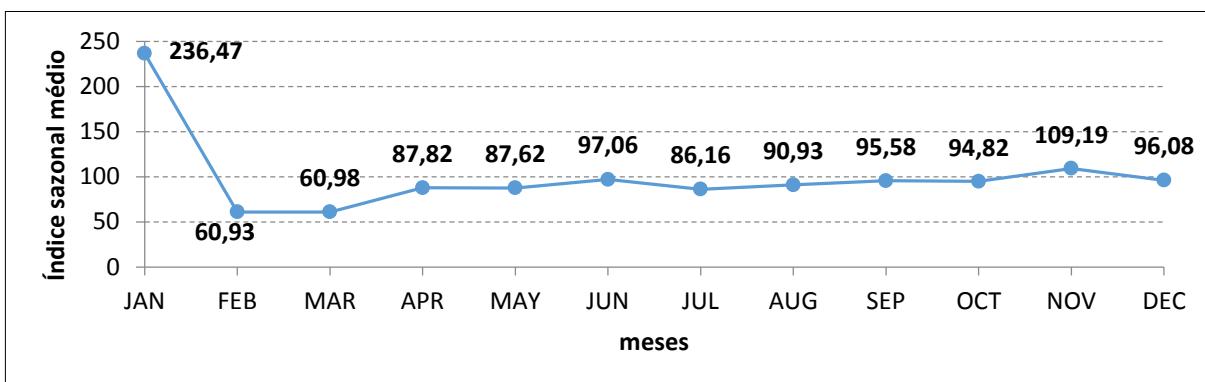


Gráfico 3 – Índices Sazonais Médios Mensais, Relação Arrecadação do Setor de Cigarros e População, Brasil (janeiro de 2010 a dezembro de 2015)

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados básicos da Receita Federal do Brasil, IBGE e SEADE.

O Gráfico 4 apresenta a evolução temporal da variável relação da arrecadação e PIB, tanto em termos da variável original (A1 – linha vermelha) quanto dessazonalizada (D11 – linha azul).

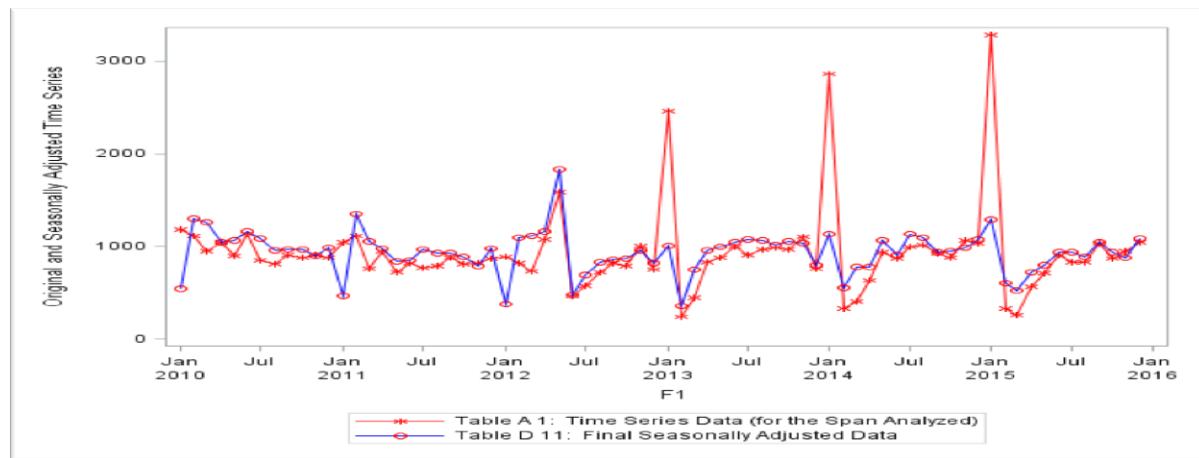


Gráfico 4 – Relação Arrecadação do Segmento de Cigarros/PIB do Brasil Original e Dessazonalizada, Brasil (janeiro 2010 a dezembro de 2015)

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados básicos da Receita Federal do Brasil e IPEADATA.

Os Índices Sazonais Médios Mensais para a variável relação Arrecadação e PIB mostram que seu valor máximo ocorre em janeiro (238,42%) e o mínimo em março com magnitude igual a 62,22%, conforme Gráfico 5. Esta série apresenta Coeficiente de Amplitude Sazonal igual a 117,22%, reforçando a presença de sazonalidade nesta série.

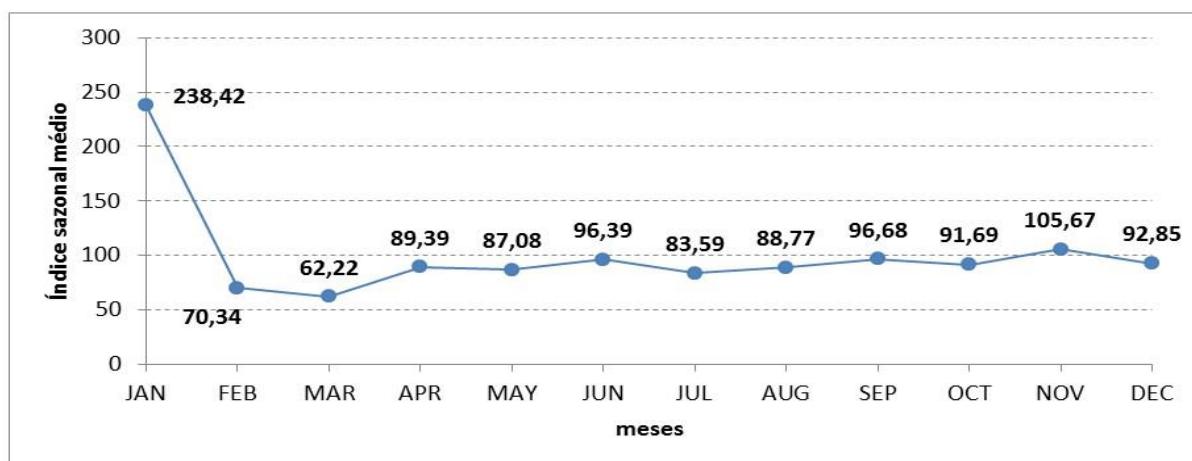


Gráfico 5 – Índices Sazonais Médios Mensais, Relação Arrecadação do Setor de Cigarros e PIB, Brasil (janeiro de 2010 a dezembro de 2015)

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados básicos da Receita Federal do Brasil e IPEADATA.

O Gráfico 6 apresenta o comportamento ao longo do tempo da série relação Arrecadação e PIB elevado ao quadrado para a série original (A1 – linha vermelha) e dessazonalizada (D11 – linha azul).

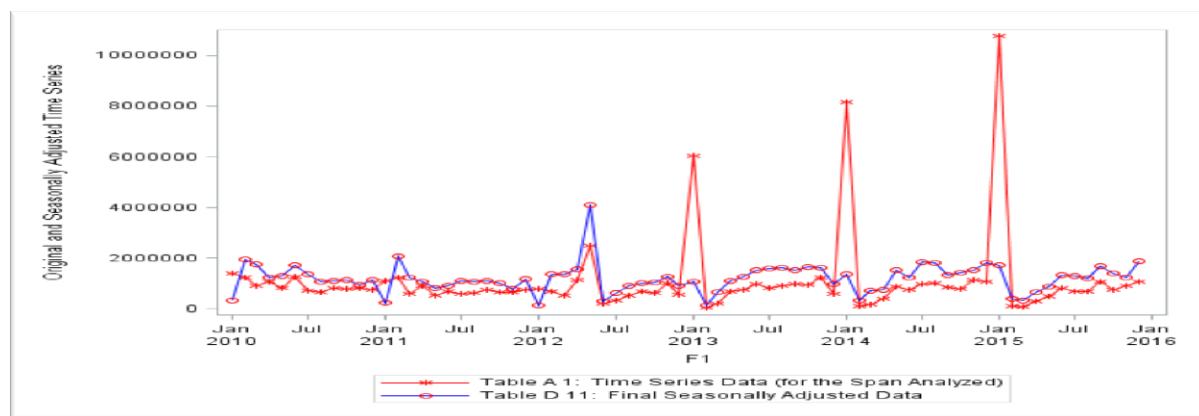


Gráfico 6 – Relação Arrecadação do Segmento de Cigarros/PIB do Brasil ao Quadrado Original e Dessaazonalizada, Brasil (janeiro 2010 a dezembro de 2015)

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados básicos da Receita Federal do Brasil e IPEADATA.

Quanto ao comportamento dos Índices Sazonais Médios Mensais, observa-se que a relação Arrecadação e PIB ao quadrado apresenta seu valor máximo em janeiro (533,27%) e menor valor em março (35,12%), conforme apresentado no Gráfico 7. O seu Coeficiente de Amplitude Sazonal é igual a 175,28%, indicando que a sazonalidade desta série é muito expressiva.

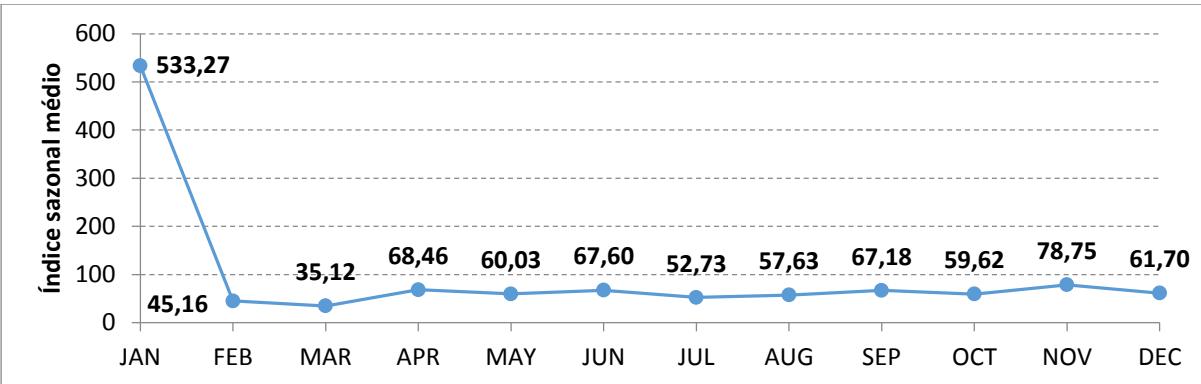


Gráfico 7 – Índices Sazonais Médios Mensais, Relação Arrecadação do Setor de Cigarros e PIB ao quadrado, Brasil (janeiro de 2010 a dezembro de 2015)

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados básicos da Receita Federal do Brasil e IPEADATA.

Após a remoção da sazonalidade de cada série, o próximo passo consiste em determinar a ordem de integração de cada variável, via teste de raiz unitária ADF. Porém, antes de se efetuar o teste ADF é necessário determinar o número de defasagens para cada teste com o objetivo de garantir que os resíduos não apresentem autocorrelação. Para tal tarefa foi utilizado o Critério de Informação de Akaike Corrigido (AICC) (7). Portanto, para as três variáveis em nível, o Critério AICC indicou a necessidade de somente uma defasagem.

Os resultados dos testes de raiz unitária para as três variáveis em nível mostram que as hipóteses nulas de raiz unitária podem ser rejeitadas para as estatísticas τ_τ e τ_μ , respectivamente. Porém, para a estatística τ , a probabilidade de se cometer o Erro Tipo 1, ou seja, rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira é elevada, sendo igual a 35,84% para a variável Arrecadação População Dessaazonalizada, 35,17% para Arrecadação PIB Dessaazonalizada e 14,12% para Arrecadação PIB ao Quadrado Dessaazonalizada (Tabela 1). É de amplo conhecimento na literatura econômética que o teste ADF tem baixo poder, isto é, seus resultados são muito influenciados pela inserção e/ou remoção de termos determinísticos

(constante e tendência). Apesar de dois testes indicarem que a série em nível é estacionária contra somente um teste que aponta para a presença de raiz unitária, o teste foi realizado novamente, desta vez, com as séries diferenciadas.

Tabela 1 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária ADF, variáveis em nível, relação Arrecadação População Deseasonalizada, Arrecadação PIB Deseasonalizada e Arrecadação PIB ao Quadrado Deseasonalizada, Brasil (janeiro de 2010 a dezembro de 2015)

| Variáveis | Estatística | Tau Calculado | Pr < Tau |
|--------------------|-------------|---------------|----------|
| ARRECADACAOPOP_SA | τ | -0.82 | 0.3584 |
| | τ_μ | -5.69 | 0.0001 |
| | τ_τ | -5.66 | <.0001 |
| ARRECADACAOPIB_SA | τ | -0.83 | 0.3517 |
| | τ_μ | -5.54 | 0.0001 |
| | τ_τ | -5.59 | 0.0001 |
| ARRECADACAOPIB2_SA | τ | -1.43 | 0.1412 |
| | τ_μ | -5.18 | 0.0001 |
| | τ_τ | -5.16 | 0.0004 |

τ_τ : modelo com tendência e constante; τ_μ : modelo com constante e τ : modelo sem tendência e sem constante.

Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos da Receita Federal do Brasil, IBGE, IPEADATA e SEADE.

Novamente, antes da realização dos testes de raiz unitária foi necessário determinar o número de defasagens nos testes de raiz unitária, desta vez, com as variáveis diferenciadas. O Critério AICC indicou doze defasagens.

Conforme apresentado na Tabela 2, para todas as variáveis e para todos os modelos, as respectivas hipóteses nulas de raiz unitária podem ser rejeitadas. Portanto, nas diferenças, as três variáveis são estacionárias, ou seja, são integradas de ordem um, pois foi necessário a aplicação de diferença de ordem 1 para que cada uma delas apresentasse um comportamento estacionário.

Tabela 2 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária ADF, variáveis diferenciadas nível, relação Arrecadação População Deseasonalizada, Arrecadação PIB Deseasonalizada e Arrecadação PIB ao Quadrado Deseasonalizada, Brasil (janeiro de 2010 a dezembro de 2015)

| Variáveis | Estatística | Tau Calculado | Pr < Tau |
|--------------------|-------------|---------------|----------|
| ARRECADACAOPOP_SA | τ | -9.89 | <.0001 |
| | τ_μ | -9.82 | 0.0001 |
| | τ_τ | -9.74 | <.0001 |
| ARRECADACAOPIB_SA | τ | -9.48 | <.0001 |
| | τ_μ | -9.41 | 0.0001 |
| | τ_τ | -9.35 | <.0001 |
| ARRECADACAOPIB2_SA | τ | -9.13 | <.0001 |
| | τ_μ | -9.06 | 0.0001 |
| | τ_τ | -9.01 | <.0001 |

τ_τ : modelo com tendência e constante; τ_μ : modelo com constante e τ : modelo sem tendência e sem constante.

Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos da Receita Federal do Brasil, IBGE, IPEADATA e SEADE.

Dado que todas as séries são integradas de mesma ordem, então, o próximo passo consiste na realização do teste de cointegração de Engle-Granger. Porém, antes é necessário estimar uma regressão com todas as variáveis em nível. Além disso, é necessário realçar que foi necessário aplicar o logaritmo sobre a variável Arrecadação sobre População (log-linear).

Os resultados mostram que todos os parâmetros estimados são estatisticamente significativos para o nível de 1%, conforme resumido na Tabela 3. No entanto, para esses

resultados não sejam espúrios, é necessário que as variáveis sejam cointegradas. Conforme o procedimento desenvolvido por Engle e Granger (1991), é necessário capturar os resíduos do modelo de regressão com as variáveis em nível e aplicar o teste de raiz unitária ADF sobre estes resíduos. Se os resíduos forem estacionários, então, o modelo estimado com as variáveis em nível é denominado de equação de cointegração, ou seja, seus resultados não são espúrios.

Tabela 3 – Equação de cointegração, Curva de Laffer, Brasil (janeiro de 2010 a dezembro de 2015)

| Variável | Estimativa do parâmetro | Erro-padrão da estimativa | Valor do teste t | p-value do teste t |
|--------------------|-------------------------|---------------------------|------------------|--------------------|
| Intercepto | -0.63959 | 0.06028 | -10.61 | <.0001 |
| ARRECADACAOPIB_SA | 0.00184 | 0.00011 | 17.31 | <.0001 |
| ARRECADACAOPIB2_SA | -0.00000028 | 0.000000043 | -6.61 | <.0001 |
| Tendência | 0.00279 | 0.00039 | 7.16 | <.0001 |

Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos da Receita Federal do Brasil, IBGE, IPEADATA e SEADE.

Como efetuado anteriormente, antes do teste de raiz unitária é necessário determinar o número de defasagens. Os resultados do Critério AICC indica somente uma defasagem.

A Tabela 4 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária sobre os resíduos da regressão com as variáveis em nível para os três modelos. Em todos os testes, as respectivas hipóteses nulas de raiz unitária podem ser rejeitadas para o nível de significância de 5%. Portanto, em nível, os resíduos são estacionários. Isto implica que as variáveis da equação de regressão são cointegradas, ou seja, convergem para o equilíbrio no longo prazo.

Tabela 4 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária ADF sobre os Resíduos da Equação de Cointegração

| Variável | Estatística | Tau | Pr < Tau |
|----------|-------------|-------|----------|
| Resíduos | τ | -3.76 | 0.0003 |
| | τ_μ | -3.74 | 0.0053 |
| | τ_τ | -3.71 | 0.028 |

τ_τ : modelo com tendência e constante; τ_μ : modelo com constante e τ : modelo sem tendência e sem constante.

Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos da Receita Federal do Brasil, IBGE, IPEADATA e SEADE.

Retornando a equação de cointegração, conforme Ventocilla (2011), para encontrar o ponto estacionário da Curva de Laffer igualou-se a equação de regressão a zero e derivou-a em relação a arrecadação sobre PIB. Ademais, corroborando com a teoria econômica, destaca-se que o sinal de β_1 é positivo e o sinal de β_2 é negativo.

Logo, ao substituir os valores estimados pelo modelo na equação (11) encontrou-se a alíquota ótima para o Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI):

$$\widehat{Alq}_{IPI} = \frac{-0,00184}{2 * (-0,00000028)} * 100 = 32,46\%$$

esse resultado revela que, com base na teoria da Curva de Laffer, a receita gerada, por meio do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), para o Estado seria máxima se sua alíquota real fosse de 32,46%.

Para comparar a alíquota ótima estimada (\widehat{Alq}_{IPI}) com a alíquota vigente analisou-se o Decreto nº 7.555, que dispõe sobre a incidência do IPI sobre cigarros no Brasil. Antes, porém, verificou-se que o Decreto 8.656 altera os Artigos 5º e 7º para atualizar tanto as alíquotas *ad valorem* e específicas do IPI sobre cigarros, quanto o preço mínimo de venda no varejo. Alterações essas que reforçam o alinhamento das normas relativas ao IPI à política de

controle do tabaco proposta no Artigo 6º da Convenção-Quadro para o Controle do Tabaco (FCTC), da Organização Mundial de Saúde (WHO, 2003).

No Decreto 8.656 se constatou que, com a alteração do Art. 5º, a alíquota nominal *ad valorem* vigente foi elevada de 0%, em dezembro de 2011, para 66,7%, a partir de dezembro de 2016. Da mesma forma, com a alteração do Art. 7º, a alíquota específica do IPI aumentou de R\$ 0,80, em dezembro de 2011, para R\$ 1,50, a partir de dezembro de 2016, por maços de cigarro e, para box⁶ de cigarro, aumento de R\$ 1,15, em dezembro de 2011, para R\$ 1,50, a partir de dezembro de 2016, para cada unidade.

Conforme se observou no § 1º, do Art. 4º do Decreto 7.555, a base de cálculo para a incidência do IPI sobre o cigarro é o valor que resultar da aplicação do percentual de 15% sobre o preço de venda no varejo. Para compreender melhor a norma, utilizou-se o ano de 2015 como referência (optou-se pelo exercício de 2015 porque nesse ano não houve alterações tanto na alíquota nominal, quanto na alíquota específica, conforme Artigos 5º e 7º do Decreto 8.656), o qual exigia uma alíquota 60,0% que deveria ser aplicada sobre o montante relativo aos 15% do preço de venda no varejo, mais uma alíquota fixa de R\$ 1,30 por unidade produzida (tanto para o maço, quanto para o box).

Além disso, dividiu-se o montante de IPI arrecadado em 2015 pela quantidade produzida de cigarros entre dezembro de 2014 a novembro de 2015⁷ para encontrar o valor efetivamente pago de IPI, sendo a média de R\$ 1,77 por cigarro produzido. Esse valor serviu de referência para estimar o preço médio de mercado do cigarro para o referido ano, pois, ao simular a regra de apuração do IPI, identificou-se que o preço que resulta no valor efetivamente pago de IPI foi de, aproximadamente, R\$ 5,20. Dessa forma, pode-se verificar que a base de cálculo foi de R\$ 0,78 (R\$ 5,20 x 15%), aplicando a alíquota *ad valorem* de 60% obtém-se R\$ 0,47, valor este que deve ser somado a alíquota fixa de R\$ 1,30, o que resulta em R\$ 1,77 por cigarro vendido.

Desse modo, ao dividir o valor efetivamente pago de IPI pelo seu preço de venda estimado, pode-se verificar que a alíquota real média do IPI, em 2015, foi de 34,07%, próxima a alíquota ótima estimada de 32,46%. Aplicando o mesmo procedimento e respeitando a sistemática de tributação do IPI atualizada pelo Decreto 8.656, estimou-se a alíquota real para cada período de vigência das alíquotas nominais e se verificou que a alíquota real ficou próxima a alíquota ótima estimada em todos os períodos, conforme apresentado no Gráfico 8 a seguir. Portanto, reduções nas alíquotas nominais para igualá-las a alíquota ótima estimada não provocariam aumentos significativos na arrecadação por meio do IPI.

⁶ A diferença entre maço e box está na embalagem, ambos contêm 20 cigarros, sendo a embalagem do maço irresoluta com os bastonetes de cigarro, enquanto que a embalagem do box é mais indolente. A partir de janeiro de 2015, o Decreto 7.555 instituiu que a alíquota *ad valorem* e a alíquota fixa são idênticas para ambas as embalagens, eliminando a diferença da alíquota fixa para maço e para box de cigarros. Em função dessa regra, a partir desse ponto, entende-se cigarro como embalagens que contém 20 unidades de cigarro para tornar a redação menos prolixo.

⁷ A defasagem de um mês para a quantidade produzida em relação ao mês de arrecadação é necessária para alinhar a arrecadação a produção que a originou, pois, o pagamento da guia de recolhimento de IPI ocorre no mês subsequente à produção.

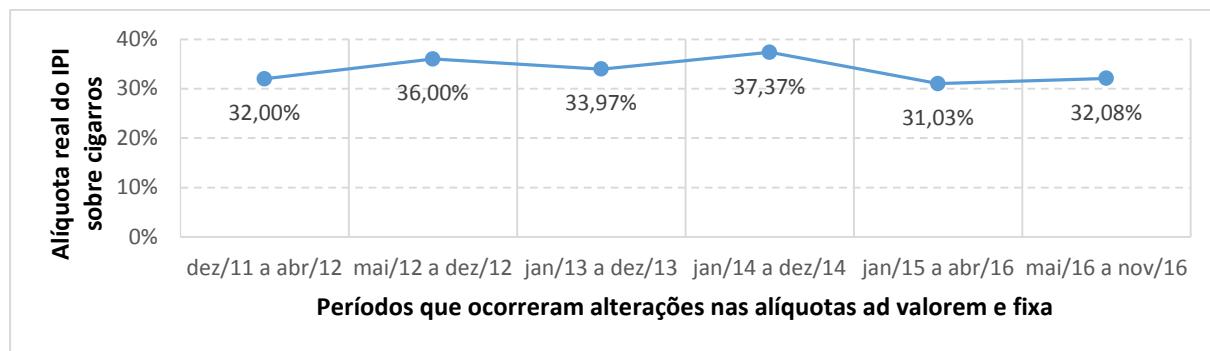


Gráfico 8 – Alíquota real do IPI sobre cigarros de acordo com a sistemática de tributação regulamentada pelo Decreto 7.555 de 19 de agosto de 2011.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados básicos da Receita Federal do Brasil.

Contudo, diante da realidade brasileira (e também paraguai), faz-se necessário avançar na discussão sobre as implicações que isto pode gerar. Assim, como já observado, o cigarro é um produto inelástico e, além disso, há um substituto no mercado, qual seja: o cigarro ilegal procedente, sobretudo, do Paraguai. Logo, a arrecadação com impostos irá declinar tanto no caso de um aumento na alíquota nominal, conforme previsto no Art. 5º do Decreto 8.656, quanto no caso de implementar a alíquota ótima estimada, visto que a redução do preço, provocada pela nova alíquota, seria mais do que proporcional ao aumento da demanda.

No entanto, ao analisar o Art. 7º do Decreto 8.656, percebeu-se que o fator que contribuiu para a manutenção da alíquota real do IPI próxima a alíquota ótima estimada foi a política de preço mínimo. A redação dada para o Art. 7º do Decreto 7.555, com a instituição do Decreto 8.656, estabeleceu que o preço mínimo do cigarro fosse de R\$ 3,00 entre maio de 2012 a dezembro de 2012, de R\$ 3,50 entre janeiro a dezembro de 2013, de R\$ 4,00 entre janeiro a dezembro de 2014, de R\$ 4,50 de janeiro de 2015 a abril de 2016 e, a partir de maio de 2016, R\$ 5,00. Esses aumentos sucessivos no preço mínimo do cigarro diluíram o ônus do IPI sobre o preço de venda no varejo.

Outrossim, estudos de Carvalho e Lobão (1998), Iglesias *et al.* (2007) e IDESF (2017), que estimaram a elasticidade-preço da demanda por cigarros no Brasil e concluíram que a demanda para esse produto tende a ser inelástica desde 1983 a 2015, sustentam a assertividade da estratégia de controle do consumo de tabaco adotada pelo Estado brasileiro nas últimas décadas. De fato, de acordo com os dados do Gráfico 9, a produção nacional média anual de cigarros reduziu 40,29% entre 2012 a 2016, enquanto que o preço nominal estimado aumentou 148,0% no mesmo período.

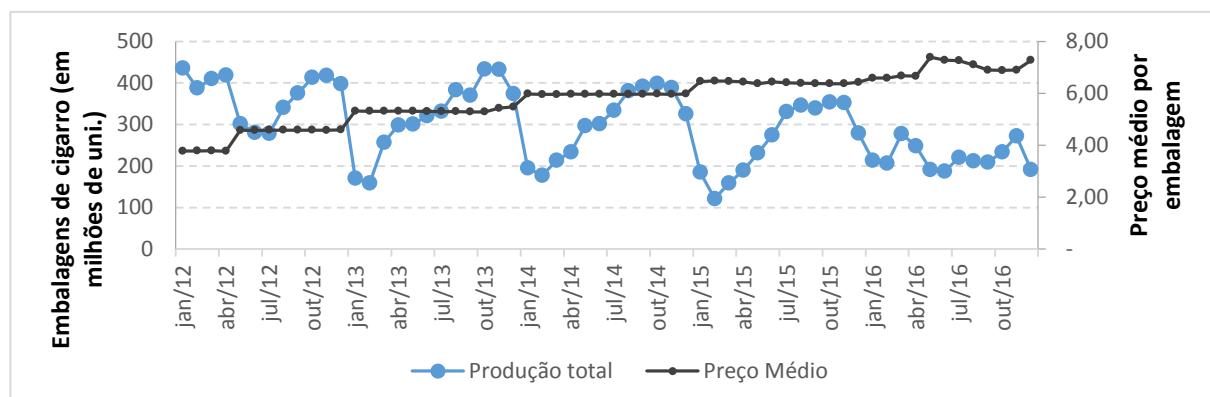


Gráfico 9 – Produção e média de preços mensal de cigarros no Brasil (jan./2012 a dez./2016).

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados básicos da Receita Federal do Brasil e do IDESF.

Por outro lado, a média anual de apreensão de cigarros ilegais no País aumentou 232,35% entre 2012 a 2015, em consonância com os dados do Gráfico 10. Apesar de essas apreensões oscilarem bastante no período, o total apreendido em 2012 correspondeu a 3,78% da produção nacional, enquanto que em 2015 essas apreensões corresponderam a 17,70% da produção nacional.



Gráfico 10 – Número de apreensões de cigarro mensal no Brasil de janeiro de 2010 a julho de 2016.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados básicos da Receita Federal do Brasil e do IDESF.

Esses resultados sustentam a evidência de que o cigarro ilegal é um substituto do cigarro legal, pois quando o preço do cigarro legal subiu o número de apreensões de cigarro também se elevou, o que pode ser considerado uma *proxy* da demanda por cigarros ilegais. Outra hipótese plausível a partir desses dados é de que a estratégia de preço mínimo da Política Nacional de Controle do Tabaco está fomentando a indústria de cigarros ilegais no Brasil, visto que o preço de varejo por ela induzido está muito acima do preço dos cigarros ilegais.

Ainda nessa linha de raciocínio, apesar de significativos os números de apreensões, as estimativas de Iglesias *et al.* (2015) mostram que a proporção do mercado ilegal aumentou de 16,6%, em 2008, para 31,1%, em 2013, evidência de que os fumantes estão encontrando alternativas às estratégias de controle do tabaco vigente. De acordo com IDESF (2015 e 2017), 91% dos cigarros contrabandeados são vendidos em estabelecimentos comerciais formais. Outro resultado relevante desse estudo é que a diferença de preço entre o cigarro lícito e ilícito variou de -53,0%, em 2008, para -58,4%, em 2013. Logo, com base nesses resultados, sugere-se uma revisão da política de preço mínimo para cigarros, visto que esse mercado ilegal está retirando receita da indústria legal e reduzindo a receita tributária que, por consequência, reduz a capacidade de o Estado corrigir as externalidades negativas geradas pelo consumo de tabaco.

Dessa forma, simulou-se um cenário assumindo como verdadeira a hipótese de que a proporção do mercado ilegal continua 31,1% em 2015, assim ter-se-ia um mercado de 4.653 milhões de embalagens de cigarro consumidas, 3.206 milhões advindas do mercado legal e 1.447 milhões do mercado ilegal.

Essa hipótese altera apenas o coeficiente linear da curva de demanda por embalagens de cigarros, alteração essa que desloca paralelamente a curva de demanda de D_1 para D_2 , conforme ilustrado no Gráfico 11. Nessa simulação, assumiu-se também, que a diferença de preço entre o cigarro legal e o ilegal permaneceu a mesma de 2013, ou seja, 58,4%, o que corresponderia a R\$ 2,16 cada embalagem de cigarro ilegal (e não o preço mínimo de

R\$ 4,50, definido no Decreto 8.656), tendo como referência o valor de R\$ 5,20 do mercado legal, no ano de 2015. Logo, essa hipótese altera apenas o coeficiente angular da curva de oferta por embalagens de cigarro, o que motiva a curva de oferta rotacionar no sentido anti-horário de O_1 para O_2 , conforme ilustrado no Gráfico 11.

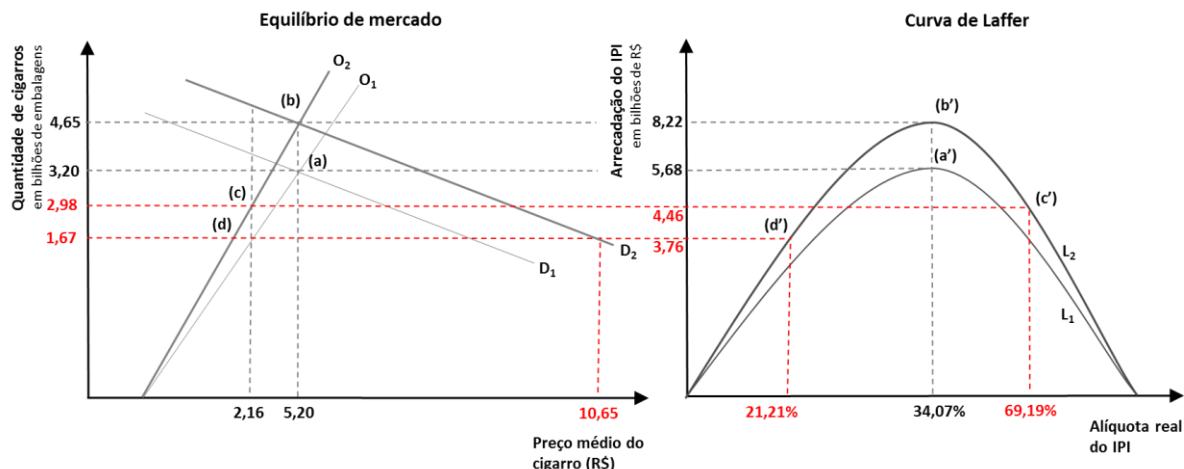


Gráfico 11 – Resultado da simulação estática comparativa sem a política de preço mínimo para 2015 no Brasil.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Além disso, a possibilidade de oferecer um produto capaz de competir com o produto ilegal implica que os volumes de produção dos segmentos *low price* e *ultra low price* da indústria nacional também passem a ser comercializados a R\$ 2,16. De acordo com os dados do IDESF, esses dois segmentos representaram, em média, 48% da produção indústria nacional no ano de 2015, aproximadamente 1.539 milhões de embalagens de cigarro. Logo, somando o volume comercializado desses dois segmentos ao volume de embalagens de cigarros ilegais estimados ter-se-ia um volume de 2.986 milhões de embalagens de cigarros comercializadas a R\$ 2,16, conforme o ponto (c) do Gráfico 11, o que corresponderia a 64,17% da produção nacional no novo equilíbrio de mercado.

Destarte, para manter a média ponderada pelo *share* de cada segmento de mercado da indústria nacional igual a R\$ 5,20 em 2015, se verificou que o preço médio dos demais segmentos ficou próximo a R\$ 10,65. Em outras palavras, os demais produtos da indústria nacional que constituem os outros 35,83% no novo equilíbrio de mercado (ou 1.667 milhões de embalagens de cigarros) foram comercializados a R\$ 10,65, preço este que mantém a média ponderada em R\$ 5,20, conforme apresentado no ponto (d) do Gráfico 11.

Portanto, considerando as restrições listadas nos parágrafos anteriores, a simulação desse cenário partiu da possibilidade de a indústria nacional comercializar embalagens de cigarros no varejo ao preço de R\$ 2,16 para eliminar os cigarros ilegais do mercado. Sendo assim, o resultado da simulação mostra que o equilíbrio de mercado se desloca do ponto (a) para o ponto (b), após a indústria nacional absorver o mercado de cigarro ilegal. Pela ótica da arrecadação do IPI, a absorção do mercado ilegal pela indústria nacional faz com que a área abaixo da Curva de Laffer aumente e, no final da simulação, a área de L_2 é maior do que a área de L_1 , e o montante arrecadado se eleva de R\$ 5,68 bilhões do ponto (a') para R\$ 8,22 bilhões no ponto (b'), conforme apresentado no Gráfico 11.

No entanto, a alíquota real do IPI sobre o volume de embalagens de cigarros comercializados a R\$ 2,16, após a simulação, foi de 69,19%, conforme demonstrado no ponto

(c'), enquanto que a alíquota real do IPI sobre o volume de embalagens comercializadas a R\$ 10,65, foi de 21,21%, conforme ilustrado no ponto (d') do Gráfico 11.

Esses resultados da alíquota real do IPI, após a simulação, demonstram que a atual redação do Art. 5º do Decreto 8.656 inviabiliza, *a fortiori*, a indústria nacional a competir com o mercado de cigarros ilegais, pois o percentual correspondente ao IPI no *markup* para formação do preço do cigarro legal a R\$ 2,16, eleva-se de 34,07% para 69,19%, ou seja, apenas o IPI arrecadado corresponderia a 69,19% do preço de comercialização. Por outro lado, a alíquota real do IPI para as demais embalagens de cigarros comercializadas a R\$ 10,65 reduziu de 34,07% para 21,21%. Mesmo que não houvesse a restrição de preço mínimo para os cigarros no Brasil, a regra de cálculo do IPI compromete a viabilidade da indústria nacional competir com o mercado de cigarros ilegais e, ainda, a força a elevar preço para diluir o ônus desse tributo sobre seus produtos.

Nesse sentido, utilizou-se o mesmo modelo para simular qual seria a alíquota fixa ideal para manter o ônus do IPI próximo a alíquota ótima ideal estimada. Para essa simulação, partiu-se da hipótese de que a alíquota fixa do IPI deve ser estratificada de acordo com o segmento de mercado que a embalagem de cigarro atinge. Por exemplo, nos segmentos em que a indústria consegue comercializar embalagens de cigarro mais caras, a alíquota fixa deve ser maior e, nos segmentos em que a indústria precisaria ofertar um produto de baixo valor, a alíquota fixa deve ser menor. Optou-se pela alíquota fixa do IPI como variável de controle para a simulação, pois sua alteração em função da estratificação proposta simplificaria a regra de cálculo do IPI no modelo.

O resultado dessa simulação indica que, para o ônus do IPI ser equânime entre os diferentes segmentos, a alíquota fixa do IPI sobre as embalagens de cigarro mais baratas (comercializadas a R\$ 2,16) deveria ser de R\$ 0,54 por embalagem e não de R\$ 1,30 como determina o Decreto 8.656, uma redução de 58,5%. Por outro lado, a alíquota fixa do IPI sobre as embalagens de cigarros mais caras (comercializadas a R\$ 10,65) deveria ser de R\$ 2,66 por embalagem, 104,7% maior do que a alíquota vigente no ano de 2015. Com essas alíquotas fixas, o ônus total do IPI nas embalagens mais baratas ficaria em torno de R\$ 0,73 por embalagem, e nas embalagens mais caras em torno de R\$ 3,62 por embalagem, o que corroboram com uma alíquota real do IPI de 34,07% para cada estrato da simulação realizada, conforme apresentado no Gráfico 12.

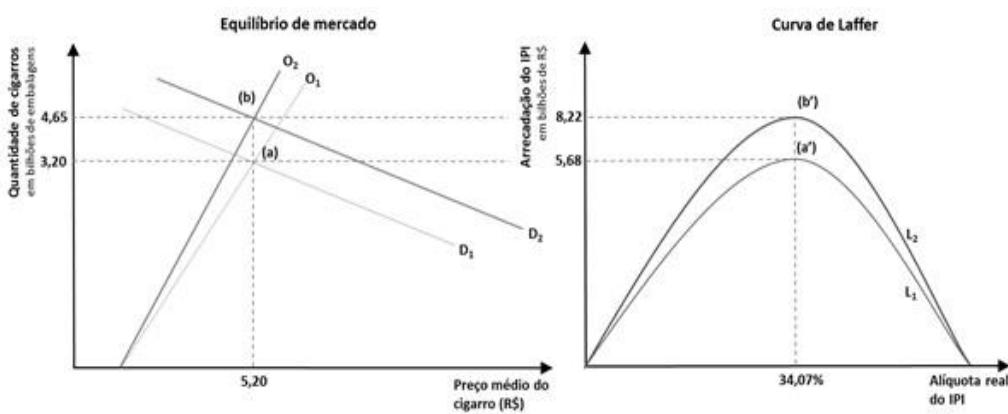


Gráfico 12 – Resultado da simulação estática comparativa sem a política de preço mínimo e com a possibilidade de estratificação da alíquota fixa do IPI para 2015 no Brasil.

Fonte: Elaborado pelo autor.

A principal diferença nos resultados apresentados nos gráficos 11 e 12 é justamente a regra de cálculo no IPI, sendo que o primeiro evidencia que a regra tributária do IPI

invializa a possibilidade de a indústria nacional competir com o mercado ilegal e o segundo apresenta uma solução plausível, do ponto de vista de um estratégia econômica, para viabilizar a competição da indústria nacional com o mercado ilegal de cigarros.

Os resultados do Gráfico 11 mostram que a alíquota real do IPI no equilíbrio de mercado é 34,07%, porém essa alíquota ocorre em função da média ponderada do valor arrecadado com a mesma regra de cálculo independente do segmento de mercado que a embalagem de cigarro atinge, o que faz o ônus do IPI recair de maneira injusta sobre as embalagens de cigarro que conseguem estratificar o mercado por meio do preço, visto que 45,76% da arrecadação do IPI foram oriundas das embalagens mais caras e 54,24% resultou das embalagens mais baratas. Já o Gráfico 12 demonstra o resultado da possibilidade de ajustar esse ônus do IPI de acordo com o *markup* para a formação do preço para cada segmento de mercado que a embalagem consegue atingir. O resultado dessa simulação mostrou que 73,34% do montante arrecadado por meio do IPI vieram dos produtos mais caros, enquanto que 26,66% vieram dos produtos mais baratos.

No final das simulações se observou que o faturamento da indústria nacional de cigarros aumentaria de R\$ 16,673 bilhões para R\$ 24,199 bilhões, um aumento de 45,14%, variação que pode ser aproximada pelo valor das áreas dos retângulos dos pontos (a) e (b) respectivamente, em ambos gráficos 11 e 12. Cabe ressaltar que os resultados da simulação estática comparativa levam em consideração, *a priori*, a hipótese de que todos os fumantes do mercado ilegal migraram para o mercado legal, o que catalisa o comportamento inelástico da curva de demanda em função do preço. Logo, em função desse aumento da quantidade consumida de cigarros legais, o total de IPI arrecadado aumentou de R\$ 5,679 bilhões para R\$ 8,227 bilhões, uma variação de 44,86%, valores que podem ser aproximados pelas áreas abaixo dos pontos (a') e (b') respectivamente, em ambos gráficos 11 e 12.

Dessa forma, caso esse cenário seja plausível para indústria nacional, os resultados da simulação mostram um aumento no faturamento da indústria nacional da ordem de R\$ 7,526 bilhões e, por consequência, um aumento em torno de R\$ 2,547 bilhões de reais na arrecadação por meio do IPI, cenário esse que aumentaria a capacidade do Estado corrigir as externalidades geradas pelo consumo de tabaco e eliminaria o peso do mercado ilegal de tabaco no Brasil.

Por outro lado, poderia se supor que essa redução do preço mínimo, com foco no aumento da demanda por ela induzida, estimularia novos fumantes. Entretanto, levanta-se a hipótese de que esse aumento da demanda refletiria o *trade-off* dos fumantes de cigarros ilegais para o consumo dos cigarros legais. A evidência para sustentar essa hipótese foi levantada em função dos resultados publicados pela Pesquisa Especial de Tabagismo (PETab), realizada por IBGE (2008), a qual detectou que 81,4% dos fumantes não estavam pensando em parar de fumar antes dos próximos 12 meses.

Na Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2013, na seção sobre tabagismo, não houve a mesma pergunta com relação a intenção de parar de fumar. No entanto, mostrou que 17,2% dos entrevistados declararam ter fumado no passado, mas não indicou há quanto tempo os fumantes deixaram o hábito de fumar, outro dado inconclusivo relativo a expectativa de parar de fumar nessa pesquisa foi de que 51,1% dos fumantes tentaram parar de fumar, porém, não mostrou quantos efetivamente pararam de fumar. Além disso, comparando os dados absolutos de fumantes no Brasil, percebeu-se um aumento no número de fumantes de 21,5 milhões de fumantes em 2008 para 21,9 milhões de fumantes em 2013, com um detalhe a destacar, a PETab de 2008 considerou pessoas de 15 anos de idade ou mais, enquanto que PNS de 2013 considerou pessoas de 18 anos de idade ou mais (IBGE, 2014).

Nesse sentido, caso essa inferência permaneça verdadeira para 2015, deduz-se que esse aumento na demanda por cigarros legais ocorreria, em maior peso, devido aos hábitos desses consumidores já fumantes e pelo alívio que essa redução de preços proporcionaria às suas restrições orçamentárias e, em menor peso, por novos fumantes.

Contudo, a eliminação da política de preço mínimo aumentaria a capacidade de compensação das externalidades negativas provocadas pelo consumo de cigarro pelo Estado. Logo, o *trade-off* entre cigarros legais e ilegais induzido por essa redução de preço retiraria recursos do mercado ilegal para o mercado legal, que poderiam ser diretamente direcionados para programas que coibem o hábito de fumar nos mais jovens. Essa dinâmica também teria um impacto indireto na redução dos gastos em saúde, visto que esses consumidores estão deixando de consumir cigarros de baixa qualidade e passariam a consumir produtos que respeitam as normas exigidas por instituições que regulam esse mercado no Brasil.

Ademais, é plausível deduzir dois outros impactos positivos derivados desse *trade-off*. O primeiro seria uma possível redução tanto no gasto de recursos de combate direto ao mercado ilegal de cigarros, quanto à redução do volume de processos jurídicos e seus consequentes gastos para tratá-los dentro do prazo e modo exigidos em lei. O segundo impacto seria a capacidade de debilitar os agentes envolvidos na produção, distribuição e comercialização de cigarros ilegais, corroborando com o fechamento de estruturas clandestinas ao invés de comprometer a sobrevivência de empresas legalmente constituídas que formam a cadeia produtiva da indústria de tabaco e respeitam as normas ambientais, sanitária e trabalhistas no País.

5. Considerações Finais

Este artigo procurou estimar a Curva de Laffer para o cigarro no Brasil, objetivando verificar qual a alíquota ótima para o IPI neste produto. De posse dessa informação, apresentar uma forma, inovadora e usando apenas de fundamentação econômica, de combate ao contrabando de cigarro a partir da discussão da política de preço mínimo.

Encontrou-se que a alíquota real de que maximizaria a arrecadação tributária do IPI é de 32,46%. No entanto, verificou-se que a alíquota real do IPI entre 2012 a 2015 ficou próxima da alíquota ótima estimada. Contudo, este cálculo se fez premente diante da falta de informações, na literatura brasileira, se esta alíquota era ou não adequada ao modelo de Laffer (2004), que ressalta que uma elevação desproporcional de imposto sobre determinado produto torna-o mais caro, desestimulando seu consumo, com perda de poder de compra por parte do consumidor e aumento do consumo de substitutos (neste caso, do cigarro produzido no Brasil, implicando no aumento do consumo do cigarro contrabandeado pelo Paraguai).

Desse modo, o foco recaiu sobre a exigência de preço mínimo no varejo para os cigarros no País. Diante dessas evidências e dos resultados apresentados neste trabalho, questiona-se a eficiência da estratégia de aumentar tributo para elevar o preço final dos produtos derivados do tabaco e, por consequência, reduzir sua demanda, como política de Estado para o controle do consumo do tabaco e redução de suas externalidades negativas. Infere-se que a insistência nesse vetor de pensamento enfraquece as empresas que operam dentro das regras estabelecidas pelas instituições democraticamente constituídas e fortalece agentes que desrespeitam essas regras e operam em sentido contrário da busca por uma sociedade mais justa e equânime.

Este artigo colocou em discussão uma estratégia alternativa para a política de controle do consumo de tabaco no Brasil, visto que o consumo de tabaco, já algum tempo, não gera exclusivamente problemas de saúde. Nesse sentido, a revisão da alíquota ótima para o Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), sobre a ótica da teoria da Curva de Laffer, é o

primeiro passo para influenciar nessa dinâmica entre o mercado legal e ilegal de tabaco e, ainda, ampliar a capacidade do Estado em fomentar ações que reduzam o impacto das externalidades negativas criadas pelo consumo de tabaco. Nesse sentido, verificou-se que o cenário ideal, que permitiria a própria indústria nacional do tabaco competir com o mercado ilegal, seria a adoção de uma regra tributária que contemplasse a segmentação de mercado e viabilizasse a produção de embalagens de cigarros a preços próximos aos praticados pelo mercado ilegal.

Conclui-se, portanto, que a estratégia de preço mínimo para o cigarro protege (mesmo sem querer) a rentabilidade da indústria de tabaco ilegal e fomenta sua expansão. Verificou-se, na simulação de estética comparativa, que a seção dessa estratégia promoveria um robusto ataque na rentabilidade do mercado ilegal de cigarros e transferiria para o Estado brasileiro, aproximadamente, R\$ 2,547 bilhões por meio da arrecadação do IPI e, aproximadamente, R\$ 7,526 bilhões para a indústria legal nacional. Não obstante, dado o potencial identificado na alteração da alíquota nominal específica de apenas um imposto, sugere-se também realizar análise semelhante para os demais tributos que incidem sobre os produtos derivados do tabaco, especialmente o Imposto sobre operações relativas à Circulação de Mercadorias e sobre prestações de Serviços de transporte interestadual, intermunicipal e de comunicação (ICMS) e verificar o real potencial dessa nova abordagem para Estado.

Referências

- BRASIL. Decreto n.º 7.555. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2011/Decreto/D7555.htm>. Acesso em: 09 jan. 2017.
- _____. Decreto nº 8.656. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2015-2018/2016/decreto/d8656.htm>. Acesso em: 09 jan. 2017.
- _____. Lei nº 12.546. Disponível em: <http://www.in.gov.br/mp_leis/leis_texto.asp?ld=LEI%209887>. Acesso em: 09 jan. 2017.
- CARVALHO, J.; LOBÃO, W. **Vício privado e políticas públicas:** a demanda por cigarros no Brasil. Rio de Janeiro: 1998.
- DAGUM, E. B. **The X11ARIMA/88 Seasonal Adjustment Method: Foundations and User's Manual.** Ottawa (Ca): Time Series Research and Analysis Division, p.1-3. 1998.
- DAGUM, E. B.; CHAB, N.; CHIU, K. Derivation and Properties of the X11ARIMA and Census II Linear Filters. **Journal of Official Statistics**, 12,(4), Statistics Sweden, p.329-348. 1996.
- 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, jul., 1981.
- _____. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of The American Statistical Association**, v.74, n.366, p.427-431, Jun. 1979.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. **Long-run economic relationship:** readings in cointegration. New York: Oxford University Press, 1991. 301p.
- FREDO, C. E.; MARGARIDO, M. A. Modelando a Sazonalidade e o Processo Gerador da Série de Tempo do Emprego Rural no Estado de São Paulo. **Revista de Economia e Agronegócio**, vol.6, n.3, p.367-394. 2008.
- FREITAS, S. M. de; FERREIRA, C. R. R. P. T.; BARBOSA, M. Z. Oportunidades e entraves à expansão de dendicultura brasileira. **Agricultura em São Paulo**, v.45, abr. 1998, p.1-16.
- FUNDAÇÃO SISTEMA ESTADUAL DE ANÁLISE DE DADOS (SEADE). **Informação dos Municípios Paulistas.** Disponível em: < <http://www.imp.seade.gov.br/frontend/#/>>. Acesso em: 24-01-2017.

- HURVICH, C. F.; TSAI, C. L. Regression and time series model selection in small samples. **Biometrika**, 76(2), 297-307, 1989.
- IGLESIAS, R. M.; SZKLO, A. S.; SOUZA, M. C. DE; ALLMEIDA, L. M. DE. Estimating the size of illicit tobacco consumption in Brazil: findings from the global adult tobacco survey. **Tobacco Control**, v. 26, p. 53–59, 2015.
- IGLESIAS, R.; JHA, P.; PINTO, M.; COSTA e SILVA, V. L. da; GODINHO, J. **Tobacco Control in Brazil**. Washington, DC: 2007.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Índice de Preços ao Consumidor Amplo**. Disponível em: <http://www.ibge.com.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultinpc.shtm>. Acesso em: 21jan. 2017.
- _____. **Pesquisa Nacional de Saúde 2013**: percepção do estado de saúde, estilos de vida e doenças crônicas. Rio de Janeiro: IBGE, 2014. Disponível em: <<ftp://ftp.ibge.gov.br/PNS/2013/pns2013.pdf>>. Acesso em: 17 jan. 2017.
- _____. **Pesquisa Especial de Tabagismo**. Rio de Janeiro: IBGE, 2008. Disponível em: <http://www.ibge.com.br/home/xml/especiais_pnad.shtm>. Acesso em: 17 jan. 2017.
- _____. **Sistema de Contas Nacionais**: IBGE, 2011.
- INSTITUTO DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL DE FRONTEIRAS (IDESF). **Base de dados da pesquisa: o Custo do Contrabando**. 2015. Disponível em: <[contato@idesf.org.br](mailto: contato@idesf.org.br)>. Acesso em: 25 mar. 2017.
- _____. **Estimativas da elasticidade-preço da demanda**. No prelo. 2017.
- IPEADATA. **Indicadores IPEA**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 24 jan. 2017.
- LAFFER, A. **The Laffer Curve**: past, present, and future. 2004. Disponível em: <<http://www.heritage.org/research/reports/2004/06/the-laffer-curve-past-present-and-future>>. Acesso em: 24 jan. 2017.
- MACKINNON, J. G. Critical values for cointegration tests, Chapter 13 in Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, ed. RF Engle and CW J. Granger, 1991.
- PAES, N. L. Tributação dos cigarros: uma análise abrangente da literatura. **Acta Scientiarum**. Human and Social Sciences, v. 36, n. 2, p. 177–187, 2014.
- PHILLIPS, P. C. B.; OULIARIS, S. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. **Econometrica - Journal of the Econometric Society**, p. 165-193, 1990.
- RECEITA FEDERAL DO BRASIL. Disponível em: <<http://idg.receita.fazenda.gov.br/orientacao/tributaria/regimes>>. Acesso em: 05 jan. 2017.
- SIMONSEN, M. H.; CYSNE, R. P. **Macroeconomia**. Rio de Janeiro. Editora Atlas, 2007.
- TRABANDT, M.; UHLIG, H. The Laffer curve revisited. **Journal of Monetary Economics**, v.58, n.4, May 2011, p.305-327.
- VARIAN, H. R. **Intermediate Microeconomics: a modern approach**. United States: W.W. Norton & Company Inc. 1996. 650p.
- VENTOCILLA, J. E. En busca de la Curva de Laffer para el caso peruano. **Horizonte económico**, v. 1, 2011.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). **Framework Convention on Tobacco Control. Report**. WHO Document Production Services, Geneva, Switzerland, 2003.
- YAFFEE, R.; McGEE, M. **Introduction to Time Series Analysis and Forecasting with Applications of SAS and SPSS**. United States of America: Academic Press. 2000. 528p.