

tobacconomics

Economic Research Informing
Tobacco Control Policy

O Impacto do

*Aumento do Preço do
Cigarro na Prevalência
do Tabagismo Diário
e na Iniciação no Brasil*

INSTITUTE FOR
HEALTH RESEARCH
AND POLICY



Citação

Franco-Churruarin F e Gonzalez-Rozada M. O Impacto do Aumento do Preço do Cigarro na Prevalência do Tabagismo Diário e na Iniciação no Brasil. Um Relatório de Pesquisa da Tobacconomics. Chicago, IL: Tobacconomics, Centro de Políticas em Saúde. Instituto de Pesquisa em Saúde e Política, Universidade de Illinois, Chicago, 2022.

www.tobacconomics.org

Autores

Este Relatório de Pesquisa foi escrito por Martin Gonzalez-Rozada, PhD, Professor de Econometria, Departamento de Economia, Universidade Torcuato Di Tella, Buenos Aires, Argentina, e Fiona Franco-Churruarin, Pesquisadora, Departamento de Economia, Universidade Torcuato Di Tella, Buenos Aires, Argentina. A revisão de pares foi realizada por Corné van Walbeek, PhD, Professor de Economia, Universidade da Cidade do Cabo, Cidade do Cabo, África do Sul, e Guillermo Paraje, PhD, Professor, Escola de Negócios, Universidade Adolfo Ibáñez, Santiago, Chile.

Este Relatório de Pesquisa é financiado pela Bloomberg Philanthropies.

Sobre a Tobacconomics

A Tobacconomics é uma colaboração entre os principais pesquisadores que estudam a economia da política de controle do tabaco há quase 30 anos. A equipe se dedica a ajudar pesquisadores, defensores e formuladores de políticas a acessar as melhores e mais recentes pesquisas sobre o que tem dado certo – ou não – na redução do consumo de tabaco e seus impactos econômicos. Como programa da Universidade de Illinois em Chicago, a Tobacconomics não é afiliada a nenhum fabricante do produto. Acesse www.tobacconomics.org ou siga-nos no Twitter www.twitter.com/tobacconomics.

Achados principais



O aumento dos impostos específicos sobre o consumo de cigarros, que resulta em aumentos nos preços dos cigarros, reduz a iniciação ao tabagismo diário no Brasil.



O aumento dos preços dos cigarros reduziria a prevalência do tabagismo diário em toda a população do Brasil.



Elevações de preço atrasam a idade de início do tabagismo diário. Um aumento de 10% nos preços dos cigarros atrasa o início do tabagismo em quase dois anos e meio. Atrasar a idade em que os indivíduos começam a fumar torna a iniciação menos provável, pois menos pessoas começam a fumar à medida que envelhecem.



A prevalência do tabagismo diário diminui com a riqueza e é maior entre os homens do que entre as mulheres.

Sumário Executivo

Há uma variedade de evidências que documentam as consequências negativas do tabagismo. Nos últimos 30 anos, o Brasil implementou políticas eficazes para reduzir o consumo de tabaco, e a prevalência do tabagismo diminuiu nos últimos 14 anos. No Brasil, tabagismo geralmente começa na adolescência. Em média, as pessoas começam a fumar diariamente aos 17 anos, com muitas começando aos dez anos de idade. Além disso, o início precoce do tabagismo prevê a dependência de nicotina a longo prazo, o que afeta o comportamento de uma pessoa perante tabagismo durante toda a vida. Na prática, embora seja possível prever que certos grupos possuem maior probabilidade de começarem a fumar, não é possível antever quais indivíduos começarão a fumar e quais não. Visto que evitar tabagismo continuamente pode trazer benefícios substanciais à saúde, há uma necessidade imperiosa de abordar a questão do início e da prevalência do tabagismo entre os jovens por meio de políticas que funcionem em todos os grupos populacionais.

Até onde os autores saibam, não há um estudo que quantifique como as mudanças nos preços dos cigarros afetam o início do tabagismo, ou tampouco a prevalência no

Brasil. Este relatório de pesquisa contribui para a compreensão dos determinantes do início do tabagismo e de sua prevalência no Brasil, estimando as elasticidades de preço da prevalência de tabagismo diário e da iniciação.

Este estudo utiliza dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2013 para analisar os determinantes da prevalência do tabagismo diário e o seu início. De acordo com essa amostra, 10,42% dos brasileiros fumam todos os dias. A prevalência é menor entre as mulheres do que entre os homens e também está negativamente associada à riqueza. Este estudo constata que a elasticidade de preço da prevalência do tabagismo diário é de -0,264. Isso sugere que um aumento de 10% nos preços dos cigarros levaria a uma redução de 2,6% na prevalência do tabagismo. A elasticidade de preço da prevalência do tabagismo não difere significativamente entre os sexos¹, faixas etárias ou quartis de riqueza.

Embora este estudo conclua que a prevalência do tabagismo diário é afetada pelo aumento do preço, não há evidências de que isso afete a prevalência entre fumantes diários e ocasionais. Isso sugere que é mais provável que o efeito de um aumento nos preços seja desestimular os fumantes de

¹Este estudo se baseia nos dados da PNS 2013, que utiliza termos de gênero e sexo de forma intercambiável. Por isso, este estudo segue a mesma convenção. Porém, ao mesmo tempo, os pesquisadores reconhecem a importante diferença entre os termos gênero e sexo, conforme definidos em pesquisas mais recentes no Brasil. Por exemplo, a PNS 2019 define o sexo claramente como um termo biológico (por exemplo, masculino).

fumar todos os dias. Os dados mostram que os brasileiros começam a fumar diariamente principalmente por volta dos 16 e 17 anos, sendo que os homens começam, em média, mais cedo que as mulheres. No entanto, os fumantes mais jovens começam entre 8 e 10 anos. A estimativa deste estudo da elasticidade de preço no início do tabagismo é de cerca de 3,5. Em outras palavras, um aumento de 10% nos preços atrasa a idade de início do tabagismo em 35% – na idade média de início, o que indica que o ato de fumar seria atrasado em quase dois anos e meio. Este resultado se mostra robusto em diferentes especificações.

Este relatório de pesquisa conclui que os preços reais dos cigarros, o gênero, a idade e a riqueza são determinantes importantes na prevalência do tabagismo diário no Brasil. Pessoas pertencentes ao quartil mais alto de riqueza apresentam menor prevalência de tabagismo do que aquelas localizadas nos quartis de riqueza mais baixos. Em média, a prevalência do tabagismo diário é menor para as mulheres do que para os homens, e maior para as pessoas mais jovens. Os homens pobres (em termos de riqueza) respondem menos, em termos de prevalência, a mudanças nos preços. Ademais, os aumentos nos preços retardam a idade de início do tabagismo, sugerindo que uma política de aumento do imposto específico sobre o consumo pode ser muito eficaz em reduzir a iniciação ao fumo.

As evidências apresentadas neste relatório de pesquisa sugerem que um aumento no imposto específico sobre o consumo de cigarros que resulte em preços mais altos no varejo reduziria a prevalência do tabagismo diário e retardaria o início do tabagismo.

1. Introdução

A dependência da nicotina é a razão fundamental pela qual as pessoas persistem no uso de produtos do tabaco, e esse uso

persistente contribui para muitas doenças (USDHHS, 2010). Evidências globais mostram que os sintomas da dependência em nicotina podem ser manifestar após o início do tabagismo em adolescentes, muitas vezes bem antes deles começarem a fumar diariamente ou mesmo regularmente (DiFranza et al., 2000; DiFranza et al., 2007; Gervais et al., 2006; O'Loughlin et al., 2003; O'Loughlin et al., 2009) e que a iniciação precoce indica tabagismo na vida adulta a longo prazo (Chassin et al., 1990). Como não é possível identificar os indivíduos que, após o primeiro uso do tabaco, continuam a fumar de forma regular, é importante prevenir esse primeiro uso (Klein, 2006; Gervais et al., 2006).

Além disso, as políticas públicas que aumentam os impostos específicos sobre o consumo e que ocasionam o aumento em preço dos cigarros são eficazes para os fumantes de longa data, mas as evidências sugerem que são ainda mais efetivas para as pessoas que fumam há pouco tempo (Gonzalez-Rozada & Montamat, 2019). Naturalmente, os jovens tendem a fumar há pouco tempo. Essas evidências destacam a importância de enfrentar a epidemia do tabaco por meio de políticas de controle focadas em faixas etárias mais jovens, já que retardar a idade em que as pessoas começam a fumar, mesmo que em alguns anos, pode acarretar benefícios substanciais à saúde.

Ao longo da última década, a proibição do fumo, a tributação e as campanhas de controle do tabagismo na saúde pública incentivaram o declínio na prevalência do tabagismo em vários países da América Latina. No Brasil, houve progresso na redução da prevalência do tabagismo com o passar dos anos. A proporção de adultos fumantes² diminuiu de mais de 16%, em 2006, para cerca de 10% da população atualmente (Divino et al., 2019). Essa evidência sugere que os aumentos de impostos, que levam a preços mais altos, e outras medidas de controle do tabagismo têm

² Isso é medido utilizando dados do VIGITEL (Vigilância e Proteção de Fatores de Risco para Doenças Crônicas por Inquérito Telefônico), que mede a prevalência do tabagismo como “cinco ou mais dias por semana” (Bernal et al, 2017).

sido muito eficazes na redução da prevalência. Contudo, não existe uma medida quantitativa da magnitude do impacto do aumento dos preços dos cigarros na prevalência e na iniciação do tabagismo. Esta pesquisa preenche essa lacuna.

Este relatório de pesquisa analisa os determinantes da iniciação do tabagismo diário – em especial, o impacto do aumento do preço dos cigarros por meio de elevação dos impostos específicos sobre o consumo de cigarros – na prevalência do tabagismo e no início do uso de cigarros. No Brasil, os cigarros estão sujeitos a impostos específicos de consumo com componentes específicos e ad valorem. Para examinar a eficácia do aumento dos preços dos cigarros por meio de impostos sobre aqueles mais propensos a se tornarem viciados, este estudo foca nos determinantes para o início do tabagismo dentre fumantes diários. Há evidências substanciais de que, entre os indivíduos que já experimentaram fumar, cerca de um terço se tornam fumantes diários (USDHHS, 1994). Entre os fumantes que tentam parar, menos de cinco por cento conseguem a qualquer momento (CDC, 2002, 2004). Consequentemente, quaisquer esforços para reduzir a iniciação do tabagismo devem considerar o potencial viciante dos cigarros.

Este relatório de pesquisa está organizado da seguinte forma: a Seção 2 descreve os dados usados nas estimativas. A Seção 3 discute a metodologia e apresenta o modelo de população dividida. Os resultados são apresentados na Seção 4. Por fim, as Seções 5 e 6 discutem esses resultados e apresentam as conclusões. Os apêndices fornecem mais detalhes sobre os procedimentos de estimativa e outras análises.

2. Dados

2.1. Dados de pesquisa

Para estimar as elasticidades de preço para a prevalência e iniciação do tabagismo, este estudo utiliza dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2013 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).³ Esta pesquisa tem como objetivo produzir dados sobre a situação de saúde e estilo de vida da população brasileira. O módulo P da pesquisa inclui perguntas focadas no comportamento no passado e no futuro em relação ao tabagismo. Em especial, a pesquisa pergunta se o indivíduo fuma ou não, a frequência com que fuma, a quantidade de cigarros (e outros produtos do tabaco) fumados por semana, idade de início, preço pago e quantidades compradas na última compra, como também a idade de cessação. As principais perguntas incluídas na Pesquisa Global sobre Tabaco em Adultos (GATS) estão inseridas como perguntas na PNS 2013.

A PNS possui 205.546 registros individuais, mas o módulo P, com apenas perguntas sobre o estilo de vida, foi elaborado para ser respondido apenas por maiores de 18 anos, totalizando 60.202 observações que responderam às questões relacionadas ao tabagismo (162.183 indivíduos de todas as idades não responderam a nenhuma questão deste módulo). O mês de referência da pesquisa é julho de 2013. A Tabela 1 descreve os dados.

A definição de fumante diário adotada neste estudo inclui pessoas que se autodeclararam fumantes e que informam fumar pelo menos um cigarro por dia. De acordo com essa definição, a prevalência do tabagismo diário é de 10,42% no Brasil. Embora seja verdade que a prevalência é maior entre homens do que mulheres (13,13% contra 8,34%, respectivamente), a diferença é menos

³Há uma edição de 2019 desta pesquisa, mas o módulo com dados sobre tabagismo (Módulo P) ainda não tinha sido divulgado quando este estudo foi realizado.

Tabela 1**Estatísticas descritivas da pesquisa PNS**

Variáveis	Total	Homens	Mulheres
Tamanho da amostra	60,202	25,920	34,282
Fumante diário	10,42% (0,0021)	13,13% (0,0036)	8,34% (0,0024)
Fumante diário e que fumam menos do que diariamente	15,13% (0,0024)	19,59% (0,0042)	11,73% (0,003)
Idade de início diário do tabagismo	17,03 (0,08)	16,68 (0,1)	17,46 (0,12)
Preço por maço (20 cigarros) (R\$)	4,38 (0,04)	4,41 (0,05)	4,35 (0,06)
Nível mais alto de escolaridade alcançado			
Sem educação formal	40,93% (0,0049)	42,01% (0,0066)	40,12% (0,0053)
Fundamental	14,91% (0,0026)	15,64% (0,0037)	14,36% (0,0033)
Médio	31,09% (0,0037)	30,52% (0,0053)	31,53% (0,0044)
Superior	13,06% (0,0038)	11,83% (0,0046)	14,00% (0,0043)
Situação de emprego			
Empregado	60,68% (0,0037)	74,52% (0,0049)	50,12% (0,0046)
Desempregado	3,08% (0,0012)	2,64% (0,0016)	3,42% (0,0016)
Fora da força de trabalho	36,25% (0,0037)	22,84% (0,0047)	46,46% (0,0047)
Estado Civil			
Casado	42,18% (0,004)	45,84% (0,0058)	39,38% (0,0047)
Separado	2,93% (0,0013)	2,69% (0,0018)	3,11% (0,0017)
Divorciado	5,43% (0,0015)	4,66% (0,0021)	6,02% (0,0021)
Viúvo	9,08% (0,002)	3,91% (0,0019)	13,02% (0,0031)
Solteiro	40,38% (0,004)	42,90% (0,0058)	38,46% (0,0047)

Tabela 1**Estatísticas descritivas da pesquisa PNS (cont.)**

Variáveis	Total	Homens	Mulheres
Tamanho da amostra	60,202	25,920	34,282
Etnia (Cor ou raça)			
Branco	47,93% (0,006)	47,41% (0,0071)	48,33% (0,0066)
Negro	9,25% (0,0025)	9,19% (0,0031)	9,29% (0,0031)
Amarelo	0,92% (0,0007)	0,84% (0,0009)	0,99% (0,0009)
Pardo	41,47% (0,0053)	42,18% (0,0064)	40,93% (0,006)
Indígena	0,42% (0,0004)	0,38% (0,0005)	0,46% (0,0005)
Índice de riqueza (x100)			
1° quartil (mais pobre)	26,55 (0,17)	25,84 (0,21)	27,18 (0,17)
2° quartil	44,93 (0,07)	44,95 (0,11)	44,91 (0,09)
3° quartil	64,34 (0,08)	64,42 (0,12)	64,29 (0,11)
4° quartil (mais rico)	83,58 (0,12)	83,64 (0,17)	83,54 (0,13)
Idade no momento da pesquisa	44,44 (0,13)	43,75 (0,18)	44,98 (0,17)

Obs.: Erros padrão entre parênteses

Fonte: Cálculos dos autores com base na PNS 2013

acentuada do que em outros países de renda média, como Vietnã, África do Sul e México (ver Guindon, 2014; Vellios & van Walbeek, 2016; Gonzalez-Rozada & Franco Churruarin, 2020).

Uma definição mais ampla de fumante inclui qualquer pessoa que informou fumar no momento da pesquisa, independentemente da frequência. Com base nessa medida, no Brasil a proporção da população que fuma é superior a 15% – quase 20% para os homens e um pouco menos de 12% para as mulheres.

A idade média em que as pessoas começam a fumar diariamente é 17 anos. Para os

homens, a idade média de iniciação é de 16 anos e 8 meses e para as mulheres é de 17 anos e 5 meses. Na época da pesquisa, em 2013, os fumantes haviam pagado, em média, cerca de R\$ 4,38 na última compra, ou seja, cerca de US\$ 1,94 no câmbio médio do mês de referência. Há pouca variabilidade no preço pago por gênero: US\$ 1,96 para os homens e US\$ 1,93 para as mulheres.

Em relação à escolaridade, 40,93% da população pesquisada não completou qualquer nível de educação formal (14,35% dos participantes da pesquisa não possuem nível de instrução, enquanto 26,58%

iniciaram, mas não concluíram, o ensino fundamental). Enquanto isso, 14,91% concluíram o ensino fundamental (que dura 9 anos), 31,09% concluíram o ensino médio (12 anos de escolaridade ao todo) e os 13,06% restantes concluíram o ensino superior. A desagregação por gênero mostra que os homens tendem a ter níveis de escolaridade mais baixos do que as mulheres, pois mais mulheres concluíram os ensinos médio e superior.

Considerando-se a situação de emprego, 60,68% dos indivíduos pesquisados estão empregados, 3,08% estão desempregados e 36,25% estão fora da força de trabalho. Como em muitos países de renda baixa e média, a proporção de indivíduos empregados é maior entre os homens do que entre as mulheres, enquanto a proporção de pessoas fora da força de trabalho é maior entre as mulheres do que entre os homens.

A pesquisa também inclui informações sobre estado civil e etnia. Estado civil: 42,18% dos entrevistados são casados e 40,38% são solteiros. Os demais estão divididos da seguinte forma: 9,08% viúvos, 5,43% divorciados e 2,93% separados. A principal diferença entre os gêneros é que há mais mulheres viúvas do que homens.

Em relação à etnia/raça, quase metade dos entrevistados se identificam como “branco.” A categoria com o segundo maior número de respostas é “pardo”, selecionada por 41,47% da população da pesquisa. A próxima categoria de pesquisa com a maior proporção é “negro”, com 9,25% da população. Por fim, 0,92% responderam como “amarelo” e 0,42% como “indígena.”

Devido à grande quantidade de dados ausentes na renda mensal informada, os autores construíram um índice de riqueza utilizando a análise de componentes principais (ACP). Os pesos para este índice são definidos com o primeiro componente principal. As variáveis incluídas na ACP são binárias e refletem características socioeconômicas do pesquisado, como formação além do ensino médio e posses familiares. O índice varia de 0 a

1 e é maior para indivíduos com mais características. Nesses dados, a proporção de mulheres é ligeiramente maior nas três primeiras categorias de riqueza, e a proporção de homens na categoria de riqueza mais baixa é 3,5 pontos percentuais maior do que a de mulheres.

A idade média da amostra no momento em que a pesquisa foi realizada é de 44 anos. Os homens da amostra têm uma média de idade mais baixa do que as mulheres. A idade mínima observada é 18 anos e a máxima é 101 (embora o percentil 99° da distribuição de idade seja 85). O percentil 25° da distribuição etária é 30. Isso é relevante para a metodologia de estimação da elasticidade de preço de início, que utiliza os dados transversais expandidos da PNS para criar um pseudo-paniel. Uma vez que requer o uso de uma medida de preços de cigarros variável por tempo, a disponibilidade desta série de preços é a restrição vinculante sobre a idade dos indivíduos que podem ser mantidos neste pseudo-paniel. O procedimento é explicado com mais detalhes na Seção 3.

A Tabela 2 mostra a prevalência do tabagismo diário por idade. No grupo de pessoas de 18 a 24 anos em 2013, 7,43% fumam. A prevalência aumenta na faixa etária de 25–44 para 9,59%, e na faixa etária de 45–64, ela aumenta para 14,86. A prevalência de tabagismo diminui acentuadamente no grupo de pessoas com 65 anos ou mais para 5,54%. A desagregação por gênero mostra que os homens têm maior prevalência diária de tabagismo do que as mulheres na mesma faixa etária. A maior diferença entre os grupos está no grupo de 18 a 24 anos, em que a prevalência é mais do que duas vezes maior para homens do que para mulheres, e a diferença entre os gêneros é menos acentuada no grupo de 45 a 64 anos.

A Tabela 3 mostra a prevalência do tabagismo diário por riqueza. Os indivíduos na metade inferior da distribuição do índice de riqueza apresentam a maior prevalência de tabagismo – em média, 11,7%. O tabagismo diminui à medida que a riqueza aumenta: nos três primeiros quartis, a prevalência está entre 10

Tabela 2**Prevalência do tabagismo diário por faixas etárias**

Faixa etária	Agregado	Homens	Mulheres
18 a 24 anos	7,43% (0,0051)	10,71% (0,0094)	4,64% (0,005)
25 a 44 anos	9,59% (0,003)	12,52% (0,005)	7,33% (0,0034)
45 a 64 anos	14,86% (0,0045)	17,05% (0,0071)	13,16% (0,0055)
65 anos ou mais	5,54% (0,0039)	7,91% (0,008)	4,01% (0,0041)
Total	10,42% (0,0021)	13,13% (0,0036)	8,34% (0,0024)

Obs.: Erros padrão entre parênteses

Fonte: Cálculos dos autores com base na PNS 2013

Tabela 3**Prevalência do tabagismo diário por quartis de riqueza**

Quartil de riqueza	Prevalência	Homens	Mulheres
1° quartil (mais pobre)	11,61% (0,0044)	15,27% (0,0067)	8,41% (0,0053)
2° quartil	11,83% (0,0048)	15,78% (0,0082)	9,09% (0,0049)
3° quartil	10,17% (0,0042)	12,00% (0,0072)	8,81% (0,005)
4th quartile (richest)	8,03% (0,0038)	9,36% (0,0068)	7,04% (0,0046)
Total	10,42% (0,0021)	13,13% (0,0036)	8,34% (0,0024)

Obs.: Erros padrão entre parênteses

Fonte: Cálculos dos autores com base na PNS 2013

e 12%, enquanto no quarto quartil, a prevalência é de 8%. A desagregação por gênero mostra que a prevalência do tabagismo é relativamente mais estável nos quartis de riqueza para as mulheres em comparação aos homens. A alta prevalência do tabagismo diário na metade inferior da distribuição de riqueza é, em grande parte, induzida pela prevalência do tabagismo diário dos homens, de cerca de 15,5%. As diferenças

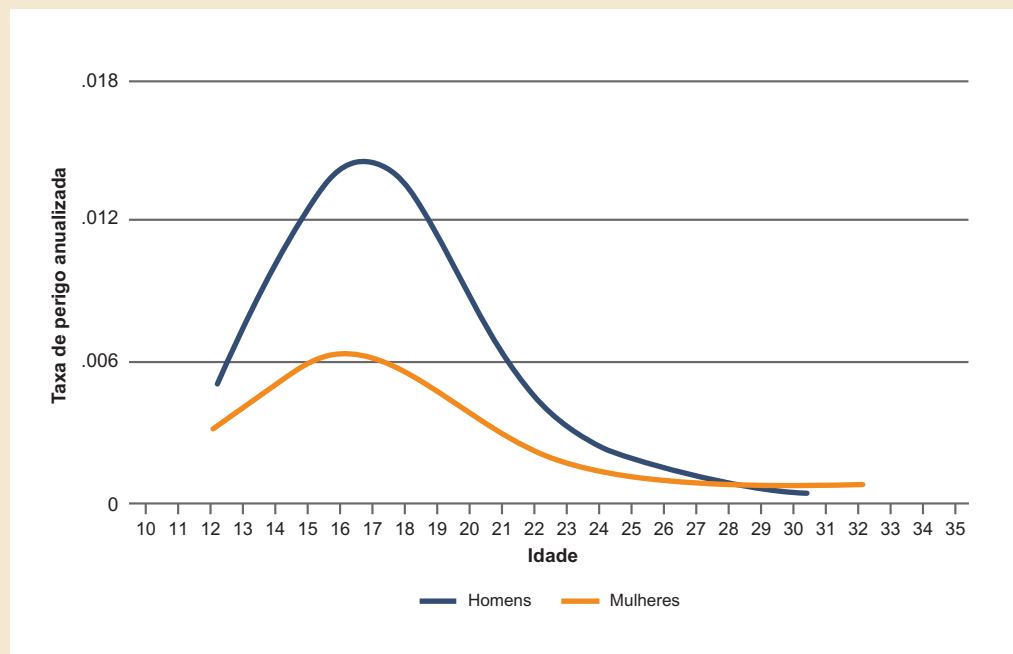
entre homens e mulheres em cada quartil são todas significativas nos níveis usuais, considerando que as variâncias são desiguais entre eles. Entre os grupos de riqueza, a prevalência não varia significativamente entre os dois primeiros quartis em todos os casos (agregado, homens e mulheres). No entanto, há evidências de que a prevalência diminui no terceiro e quarto quartis para homens, mas apenas no quarto quartil para mulheres.

Atrasar a idade em que as pessoas começam a fumar diariamente está associado a benefícios substanciais para a saúde (Institute of Medicine, 2015). Portanto, este relatório estuda o impacto do aumento dos preços dos cigarros na iniciação do tabagismo diário. “Aumento na idade de iniciação ao tabagismo” significa que a idade em que os indivíduos começam a fumar diariamente é postergada. Como um primeiro olhar sobre esta questão, a Figura 1 mostra o risco de iniciar a fumar diariamente. Conforme demonstrado na figura, as pessoas têm um risco positivo de começar a fumar diariamente por volta dos 12 ou 13 anos. Assim, na modelagem abaixo, considera-se que um indivíduo corre o risco de começar a fumar diariamente aos 10 anos de idade. Homens jovens, por volta dos 17 anos, apresentam o maior risco de começar a fumar diariamente, enquanto para as mulheres o maior risco ocorre por volta dos 16 anos de idade.

A Figura 2 mostra a função de risco cumulativo de iniciar o tabagismo diário por gênero. A função de risco cumulativo descreve a quantidade total de risco de começar a fumar (a partir deste ponto, “começar a fumar” significa começar a fumar diariamente), que foi acumulado até cada idade no eixo x. O risco cumulativo de iniciação no tabagismo começa a aumentar por volta dos 13 anos, enquanto no caso das mulheres parece começar mais tarde, por volta dos 14 anos.

Por volta dos 21 anos, a figura mostra que o risco cumulativo de começar a fumar entre os homens é mais de duas vezes maior que o das mulheres, e essa relação se mantém em idades mais avançadas. Além disso, a inclinação das duas curvas é diferente, sugerindo que entre 13 e 20 anos o risco de início do tabagismo para os homens aumenta mais rapidamente (inclinação mais acentuada) do que para as mulheres. Para as mulheres, a aceleração do risco de começar a

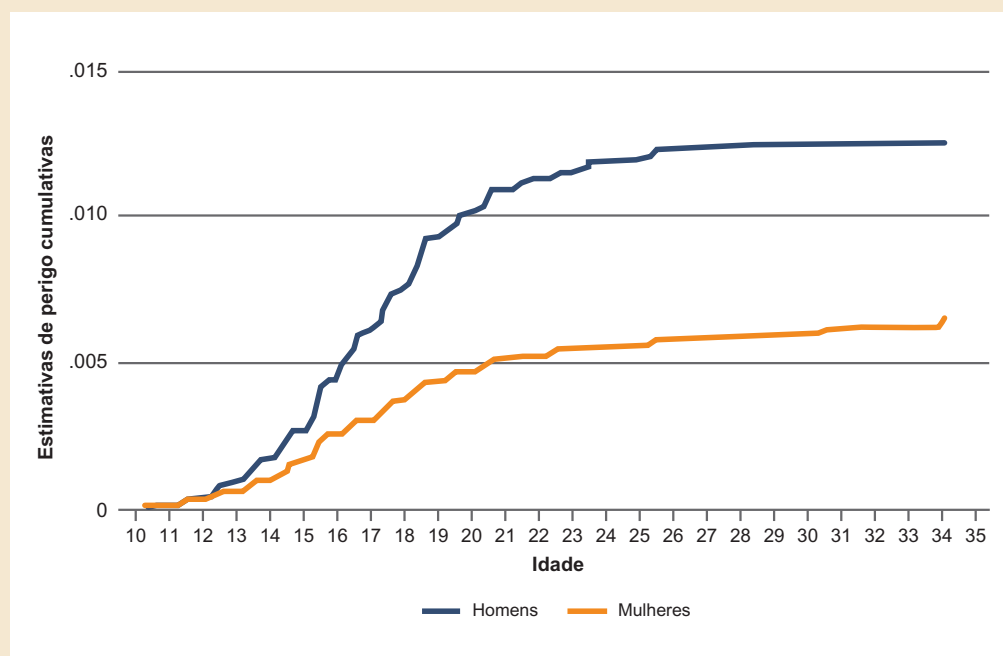
Figura 1
Função de risco suavizada



Obs.: Elaborado pelos autores com base na PNS 2013

Figura 2

Estimativas de risco cumulativo de Nelson-Aalen



Fonte: Elaborado pelos autores com base na PNS 2013

fumar é mais lenta do que para os homens, mas após os 21 anos a inclinação de ambas as curvas de risco cumulativo se estabiliza. A partir dos 25 anos, o risco dos homens começarem a fumar é consistentemente mais de duas vezes maior do que o risco das mulheres.

2.2. A variável de preço

A pesquisa PNS contém os preços autodeclarados dos cigarros. Uma preocupação comum ao estimar-se a prevalência do tabagismo é a possível endogeneidade dessa variável. Para resolver este possível problema, duas variáveis de preço diferentes são construídas. A primeira variável de preço atribui aos fumantes o preço autodeclarado pago pela última compra e usa uma imputação por regressão aleatória (às vezes chamada de imputação por regressão estocástica) para atribuir um preço para os não fumantes da amostra. A

segunda variável de preço atribui a fumantes e não fumantes a média do preço autodeclarado por unidade primária de amostragem (UPA).

Seguindo as recomendações do relatório *the Economics of Tobacco Toolkit: Economic analysis of demand using data from the Global Adult Tobacco Survey (GATS)*, John et al. (2019), observa-se que este relatório verifica a endogeneidade do preço autodeclarado usando a estatística de teste de Rivers-Vuong (1988). O procedimento de Rivers-Vuong é semelhante ao teste de Hausman (1978) para endogeneidade no modelo linear, mas aplicado a uma estimativa de prevalência no método probit. O método tem duas etapas. O primeiro passo consiste em estimar, por mínimos quadrados, a forma reduzida da possível variável endógena de preço autodeclarado no instrumento e todas as variáveis exógenas do modelo e, assim, gerar os residuais desta

estimativa. A segunda etapa consiste em estimar a equação de prevalência utilizando um modelo probit com os residuais da primeira etapa como variável explicativa. Nesta segunda etapa, o teste de Rivers-Vuong de endogeneidade consiste em testar se o coeficiente que acompanha os residuais é igual a zero. A rejeição dessa hipótese indicaria que o preço autodeclarado é endógeno.

Antes de aplicar o teste, uma vez que o estudo não contém preços de cigarros para não fumantes, os autores devem imputar um preço para eles como se fossem fumantes. Isso é feito usando uma imputação por regressão aleatória estocástica. A construção desta variável é explicada a seguir. Primeiramente, os autores estimam a equação de regressão para os fumantes da amostra, utilizando como variável dependente o preço autodeclarado pago na última compra e como variáveis explicativas gênero (mulheres=1), idade, categorias de trabalho e escolaridade, quartil de riqueza, variáveis binárias para estudantes e estado civil e efeitos fixos de estratos da pesquisa. Em seguida, os autores inserem os preços

para não fumantes usando o preço previsto desta regressão, mais uma escolha aleatória de uma distribuição normal com média e desvio padrão iguais à média e desvio padrão dos residuais (Tabela A1 no Apêndice mostra o procedimento completo). A média desse “preço por imputação aleatória” por maço de 20 cigarros na amostra é de US\$ 1,88 (R\$ 4,24).

A segunda variável (a variável instrumental utilizada no procedimento de teste de Rivers-Vuong) é construída atribuindo aos fumantes e não fumantes o preço médio por unidade primária de amostragem (UPA). Essa variável de preço instrumental é construída por meio da regressão do preço autodeclarado por maço em variáveis binárias para as UPAs. O preço previsto desta regressão atribui o preço médio por UPA a cada indivíduo da amostra, seja ele fumante ou não fumante. A média desse “preço médio por UPA” é de US\$ 1,75 (R\$ 3,94).

A Tabela 4 resume a distribuição dessas medidas de preços mostrando o preço médio por decís de cada variável. As duas primeiras colunas se referem ao preço da imputação

Tabela 4
Preço médio por decís

Decís	Preço médio por imputação aleatória		Preço médio por UPA	
	Preço em logarítmica	Preço real	Preço em logarítmica	Preço real
1	0,5	1,69	0,59	1,84
2	0,88	2,42	1,06	2,88
3	1,09	2,99	1,34	3,84
4	1,26	3,54	1,38	3,99
5	1,41	4,1	1,39	4
6	1,57	4,8	1,4	4,01
7	1,67	5,31	1,55	4,76
8	1,8	6,08	1,61	5,01
9	2	7,39	1,72	5,6
10	2,38	11,13	1,97	7,37

Fonte: Elaborado pelos autores com base na PNS 2013. Todos os preços estão na escala logarítmica e medidos em reais.

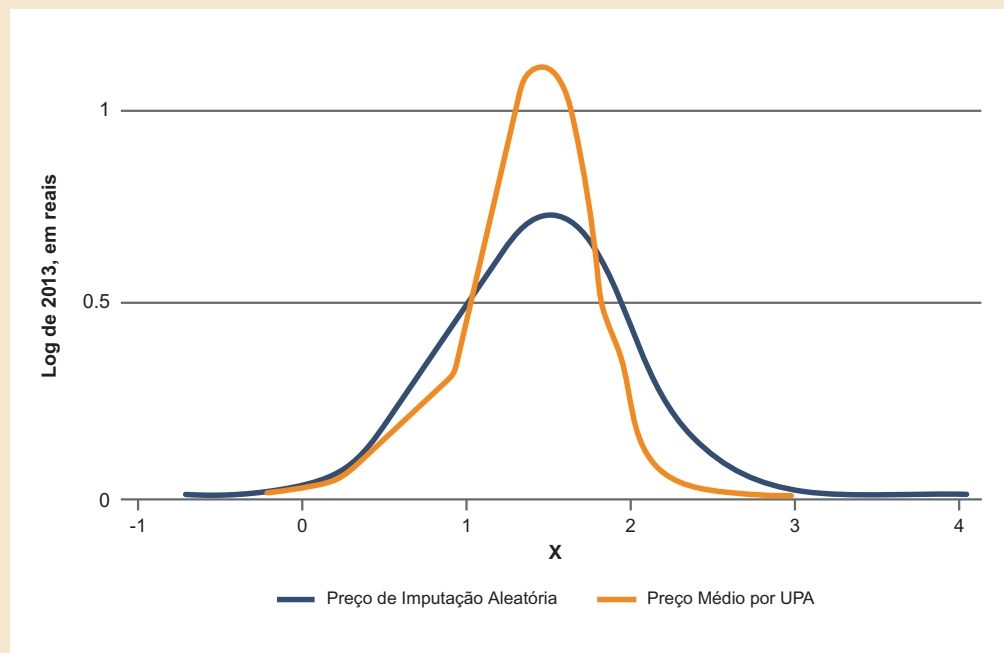
aleatória, enquanto as duas últimas colunas apresentam o preço médio por UPA. Em ambos os casos, a primeira coluna mostra a variável de preço expressa em escala logarítmica e a segunda coluna, o preço real (neste caso, em reais (BRL) de 2013). A partir da comparação de ambas as variáveis, parece que o preço de imputação por regressão aleatória estocástica estima preços menores nos decis mais baixos, mas preços maiores nos decis mais altos de preços. Esta evidência sugere que o preço médio por UPA tem uma variabilidade menor do que o preço de imputação por regressão aleatória.

A Figura 3 mostra as estimativas de densidade de kernel das duas variáveis de preço (medidas em logarítmica e em reais). A partir da figura fica claro o que a Tabela 4 sugere: a variabilidade do preço de imputação por regressão aleatória é maior do que o preço médio por UPA.

A Tabela 5 mostra os resultados da estimativa do segundo passo do modelo de probit de Rivers-Vuong. A primeira coluna da tabela mostra as variáveis explicativas exógenas, o logaritmo natural do preço de imputação por regressão aleatória estocástica, $\log(p)$, e os residuais da estimação do primeiro estágio. O coeficiente que acompanha os residuais é estatisticamente diferente de zero nos níveis de significância usuais. Esse resultado indica que o preço de imputação aleatória é uma variável endógena, sugerindo que a prevalência do tabagismo deve ser estimada por meio de um modelo probit de variável instrumental (IV). Os resultados da primeira etapa do procedimento de teste de Rivers-Vuong podem ser encontrados no Apêndice, na Tabela A2. Esses resultados também são válidos quando considerados os fumantes diários e que fumam menos do que diariamente.

Figura 3

Estimativas de densidade de kernel de preços

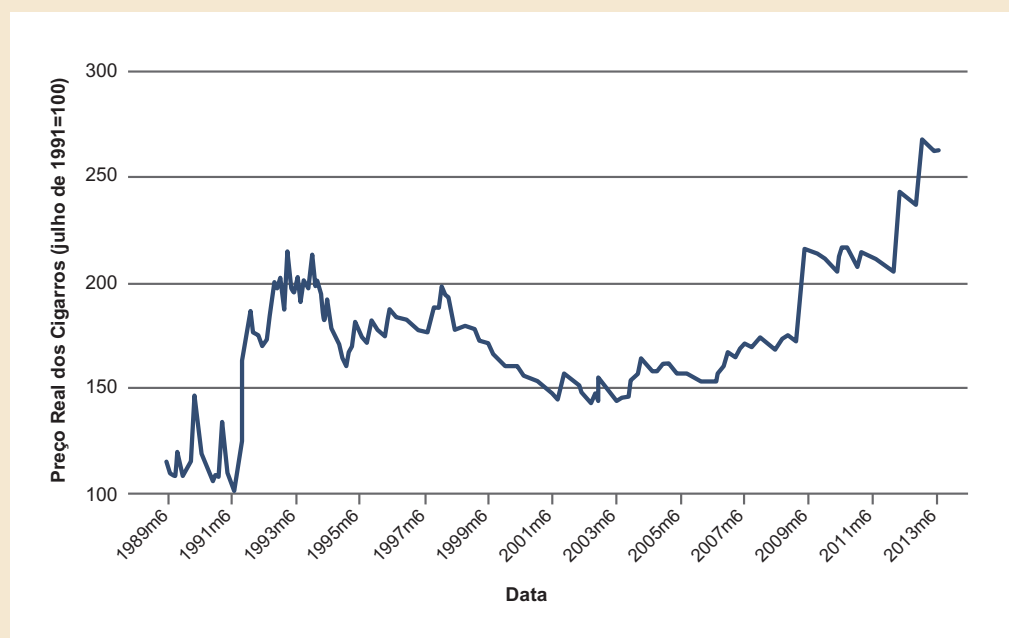


Fonte: Elaborado pelos autores com base na PNS 2013

Tabela 5**Teste de endogeneidade de Rivers-Vuong**

Variável dependente: Fumantes diários	Coefficiente estimado	Erro padrão linearizado	estatística t	valor-p
Preço dos cigarros (em logaritmo)	0,0493	0,0291	1,69	0,09
Gênero (mulheres=1)	-0,2676	0,024	-11,13	0
Índice de riqueza	-1,0906	0,069	-15,8	0
Residuais	-0,1165	0,0247	-4,71	0
Categorias de idade				
25-44 anos	0,187	0,0422	4,43	0
45-64 anos	0,4523	0,043	10,51	0
65 ou mais	-0,1813	0,0554	-3,27	0,001
Categorias de mão de obra				
Desempregado	0,0324	0,0618	0,53	0,599
Fora da força de trabalho	-0,0793	0,0299	-2,65	0,008
Constante	-1,2087	0,1056	-11,44	0
Efeitos fixos regionais	Yes			

Fonte: Estimativas dos autores com base na PNS 2013

Figura 4**Evolução do preço real dos cigarros**

Fonte: Estimativa dos autores com base no IBGE

Para estimar o impacto dos preços do cigarro na iniciação ao tabagismo, os dados precisam ser transformados em um pseudo-painel para atribuir a cada fumante o preço do cigarro na data em que ele / ela começou a fumar. Neste exercício, os autores utilizam um índice mensal para o preço real dos cigarros, construído com dados do Índice de Preços ao Consumidor (IPC), e a desagregação de cigarros do IBGE, que está disponível a partir de junho de 1989. A Figura 3 mostra a evolução desse índice.

3. Metodologia

Este estudo utiliza uma estimativa de análise de sobrevivência com foco não apenas na probabilidade de fumar, mas também no início do uso do cigarro. Para a prevalência do tabagismo, os autores usam um modelo probit em suas estimativas e, para a iniciação ao tabagismo, recorrem a um modelo de população dividida (Schmidt & Witte, 1989).

Como a pesquisa utilizada neste estudo possui um único registro por indivíduo, para a idade de início do tabagismo, um pseudo-painel é construído. Com base na idade de iniciação declarada, um período de duração é gerado para cada indivíduo. A duração se refere ao tempo transcorrido entre a idade de risco de início do tabagismo e a idade de início. Portanto, o período começa na idade de risco (presumidamente 10 anos) e termina no ano em que o indivíduo declara ter começado a fumar - ou na data da pesquisa, caso declare nunca ter começado.

A principal ideia por trás do uso de um modelo de população dividida é levar em conta o fato de que nem todos os indivíduos que têm um período incompleto vão, eventualmente, começar a fumar, ao contrário da suposição tradicional dos modelos de duração padrão, de que todos o farão. O processo de duração se aplica, então, apenas àqueles indivíduos que estão previstos a "falhar" no final das contas. A probabilidade de cada observação é ponderada com a probabilidade de o

indivíduo começar a fumar. Expressa formalmente, a função de probabilidade logarítmica a ser maximizada é:

$$\ln(L) = \sum w_i \{c_i \ln [\phi(\alpha'z_i) f(t|s_i = 1, x_i(t)) + (1 - c_i) \ln [1 - \phi(\alpha'z_i) + \phi(\alpha'z_i) S(t|s_i = 1, x_i(t))]\} \quad (1)$$

onde c_i é uma variável dummy igual a 1 se o indivíduo i tiver fumado alguma vez e 0 se não, s_i é outra dummy igual a 1 se o indivíduo finalmente começar a fumar e 0 se nunca começar. Φ é a função cumulativa normal padrão, e z^i é um vetor de covariáveis invariantes no tempo. f se refere à função de densidade condicional escolhida para modelar a duração, S é a respectiva função de sobrevivência, e w_i é um peso de pesquisa. $x_i(t)$ são covariáveis variantes no tempo, incluindo o preço dos cigarros.

A contribuição para a probabilidade logarítmica (1) de cada fumante observado na amostra i ($c_i = 1$, observações sem censura) é simplesmente o logaritmo natural da probabilidade do tabagismo diário, $\Phi(\alpha'z_i)$, multiplicado pela probabilidade da função de densidade do início do tabagismo em uma idade observada $f(t/s_i = 1, x_i(t))$. Para aquelas i observadas, que não começaram a fumar ($c_i = 0$, observações com censura), a contribuição é o logaritmo natural da probabilidade de não ter tabagismo diário, $1 - \Phi(\alpha'z_i)$, mais a probabilidade de começar após a idade observada na pesquisa, $\Phi(\alpha'z_i)S(t/s=1, x_i(t))$ (Forster & Jones, 2001).

Observe que no modelo tradicional de população dividida a probabilidade de começar a fumar é constante para todos os indivíduos, $\Phi(\alpha'z_i) = k$, enquanto aqui, com uma configuração mais geral, nem todos os indivíduos têm a mesma probabilidade de começar a fumar. A prevalência do tabagismo depende das características socioeconômicas dos indivíduos. Ou seja,

$$Pr(y_i = 1 | z_i) = \Phi(\alpha'z_i) \quad (2)$$

Onde $y_i=1$ indica que o indivíduo i fuma e z_i é um vetor para variáveis explicativas, incluindo o logaritmo do preço do cigarro autodeclarado imputado; o índice de riqueza; uma variável dummy para mulheres, residência rural e ser estudante; e as categorias de trabalho e idade.

Usar (2) como parte da probabilidade logarítmica (1) significa que, em vez de estimar um único coeficiente k para a prevalência do tabagismo, como no modelo tradicional de população dividida, é necessário estimar os coeficientes de uma função não linear. Isso torna a probabilidade logarítmica (1) de ser maximizada altamente não linear e difícil de ajustar, porque a convergência para o máximo é mais provável de falhar (Jenkins, 2001). Para evitar esse problema, a estratégia adotada aqui é, primeiro, usar um modelo probit para estimar a equação (2), $\hat{\Phi}(\hat{\alpha}'z_i)$ e, depois, introduzir esta estimativa na equação (1) para estimar os coeficientes de duração. Este procedimento tem a vantagem de permitir aos autores calcular a elasticidade da prevalência diretamente da equação (2), usando

$$\epsilon_i = \frac{\partial \Phi(\alpha'z_i)}{\partial \ln(cp_i)} \times \frac{1}{\Phi(\alpha'z_i)} \quad (3)$$

onde $\ln(cp_i)$ é o logaritmo do preço do cigarro autodeclarado imputado. A equação (3) é uma função que dá uma elasticidade diferente para cada i . Portanto, ao relatar a elasticidade estimada, a elasticidade de preço da prevalência média é apresentada sobre o grupo relevante de pessoas.

Este estudo segue Forster e Jones (2001), que também utilizam um modelo de população dividida para estudar o efeito dos impostos sobre o tabaco na iniciação ao tabagismo, escolhendo a distribuição log-logística para o tempo de duração. Isso significa que a função densidade em (1) é:

$$f(t|s=1, x_i(t)) = \frac{1}{\gamma} \frac{\psi^{1/\gamma} t^{1/\gamma-1}}{[1 + (\psi t)^{1/\gamma}]^2} \quad (4)$$

onde $\psi = \exp(-\beta'x_i(t))$. Os autores se

referem a γ como o “parâmetro de forma” porque governa a forma da densidade e do perigo. A função de perigo do modelo log-logístico é:

$$\lambda(t|s=1, x_i(t)) = \frac{1}{\gamma} \frac{\psi^{1/\gamma} t^{1/\gamma-1}}{[1 + (\psi t)^{1/\gamma}]} \quad (5)$$

O modelo log-logístico pertence à classe de modelos de tempo de falha acelerado em tempo contínuo (AFT). Como este estudo utiliza dados mensais e o evento de interesse ocorre anos após o início do risco, a suposição de tempo contínuo é razoável. A classe de modelos AFT leva a uma interpretação intuitiva dos coeficientes, porque eles são interpretados como a mudança proporcional no tempo de sobrevivência para uma mudança de unidade no regressor (Jenkins, 2005). No caso de regressores medidos em logaritmos, o coeficiente que o acompanha é uma elasticidade. Os autores procuram estimar a elasticidade de preço do início diário do tabagismo η_p , que é:

$$\eta_p = \frac{\partial \ln(T)}{\partial \ln(p)} = \beta_1 \quad (6)$$

Assim, os resultados deste estudo podem ser interpretados como uma indicação de que um aumento de um por cento nos preços (em termos reais) leva a um aumento de $\beta_1\%$ no início do tabagismo diário. Como mencionado anteriormente, um incremento no início do tabagismo sugere um atraso na idade em que os indivíduos começam a fumar. O atraso é calculado em “meses após a idade de risco de 10 anos”, que é a variável de tempo (dependente) no modelo. Assim, o atraso em meses em uma determinada idade a e a idade de risco r (ambas em anos) após determinada variação de preço de Δ_p é:

$$D(\beta_1, \Delta_p, a, r) = \beta_1 \cdot \Delta_p \cdot 12(a - r) \quad (7)$$

onde $\Delta_p = (p_1 - p_0) / p_0$. Após calcular isso, é fácil recuperar o atraso em anos. É importante reconhecer que o atraso não pode ser comparado aos resultados de

estudos, em que se supõe que os indivíduos estejam em risco em outras idades iniciais (Guindon, 2014).

Para estimar o modelo de população dividida com covariáveis variantes no tempo, os autores expandem os dados da pesquisa desde a idade de risco de início do tabagismo até a data da pesquisa. Para os indivíduos que começaram a fumar diariamente, o preço do cigarro está atrelado ao mês-ano calendário em que iniciaram o fumo. Ou seja, se a pessoa tem 25 anos na data da pesquisa e começou a fumar diariamente aos 15 anos, os autores atribuem o preço do cigarro que a pessoa pagou quando tinha 15 anos.

A atribuição de meses é feita de forma aleatória, devido ao fato de que as pessoas declaram idade, em anos, em que começaram a fumar diariamente. Como a pesquisa pergunta apenas a idade em que os indivíduos começaram a fumar diariamente, os autores inserem o preço de um mês daquele ano aleatoriamente. Isso não pode ser feito para as pessoas que não tinham começado a fumar no momento da pesquisa. A solução adotada aqui para esse problema é atribuir a esses indivíduos o preço do cigarro no momento da pesquisa. Este procedimento é limitado pela disponibilidade de dados sobre os preços de cigarros. Os preços estão disponíveis a partir de junho de 1989. Para as observações em que a idade de início do tabagismo corresponde a um mês de algum ano antes de junho de 1989, os autores não têm nenhum preço a atribuir. Se fossem incluídas, essas observações não seriam vistas desde o início do período de risco.

As outras variáveis explicativas na parte de duração do modelo são invariantes no tempo. Os autores atribuem o valor da covariável na data da pesquisa para cada indivíduo i na nova base de dados. Assim, as covariáveis variam entre os indivíduos, mas são fixas no tempo. Este estudo mostra estimativas de mais de uma especificação do modelo. A primeira especificação a ser estimada utiliza covariáveis de linha de base, a segunda

especificação inclui covariáveis adicionais e a terceira especificação inclui efeitos fixos nos estados (no Brasil, unidades federativas).

Uma suposição que os autores fazem implicitamente é de que não há movimentos entre os estados ao longo do tempo.

Como mencionado anteriormente, a idade de risco inicial presumida aqui é de 10 anos e, como a série de preços reais de cigarros começou em junho de 1989, o conjunto de dados mantém todos os indivíduos que, no momento da pesquisa, tinham entre 18 e 34 anos. Há 1.483 indivíduos na pesquisa entre essas idades, o que representa 36,12% do tamanho da amostra. A consequência disso é que os resultados se aplicam principalmente a jovens, mas isso não é uma limitação, uma vez que um dos principais problemas do início do tabagismo é que ele ocorre em idades precoces. O conjunto de dados é expandido replicando-se cada observação para criar um pseudo-painel de frequência mensal, com apenas covariáveis invariantes no tempo, para combiná-lo com covariáveis variantes no tempo, como o preço dos cigarros.

4. Resultados

4.1. Prevalência do tabagismo diário

Nesta seção, o relatório da pesquisa apresenta os resultados da estimativa da elasticidade de preço da prevalência diária utilizando a amostra transversal completa da PNS. A Tabela 6 mostra quatro estimativas alternativas. As duas primeiras colunas da tabela mostram estimativas para fumantes diários, enquanto as duas últimas colunas usam fumantes diários e que fumam menos do que diariamente. A coluna (1) apresenta uma estimativa com o modelo probit, que utiliza o preço médio por UPA, enquanto a coluna (2) mostra a estimativa de um modelo probit IV, que permite a possível endogeneidade do preço autodeclarado de imputação aleatória descrito na seção 2.2. Esta coluna utiliza o preço médio por UPA como instrumento. As colunas (3) e (4) mostram a estimativa usando os mesmos

modelos da coluna (1) e (2), respectivamente, mas para fumantes diários e que fumam menos do que diariamente. Como a evidência empírica apresentada na Seção 2.2

sugere que o preço de imputação por regressão aleatória é uma variável endógena, a especificação preferida dos autores é apresentada na coluna (2) da tabela.

Tabela 6

Estimativa de elasticidade de preço da prevalência

	Tabagismo diário		Tabagismo diário e menos que diário	
	Preço médio por UPA	Variáveis probit instrumentais	Preço médio por UPA	Variáveis probit instrumentais
Preço dos cigarros (em logaritmo)	-0,0516 (0,029)* [-0,0089]	-0,1374 (0,065)** [-0,0232]	0,0054 (0,024) [0,0012]	0,0985 (0,058)* [-0,0202]
Gênero (mulheres=1)	-0,2397 (0,024)*** [-0,0415]	-0,2549 (0,015)*** [-0,0410]	-0,3142 (0,022)*** [-0,0686]	-0,3347 (0,014)*** [-0,0704]
Índice de riqueza	-0,328 (0,053)*** [-0,0568]	-0,2746 (0,043)*** [-0,0438]	-0,9495 (0,049)*** [-0,2073]	-1,0361 (0,037)*** [-0,2064]
Categorias de idade (Base: 18-24)				
25-44 anos	0,1611 (0,041)*** [0,0237]	0,2039 (0,026)*** [0,0276]	0,2227 (0,037)*** [0,0417]	0,2456 (0,023)*** [0,0421]
45-64 anos	0,4444 (0,042)*** [0,0792]	0,437 (0,028)*** [0,0697]	0,5079 (0,038)*** [0,1112]	0,5129 (0,025)*** [0,1006]
65 ou mais	-0,0957 (0,053)* [-0,0117]	-0,0084 (0,036) [-,0011]	-0,0127 (0,046) [-,0021]	0,1073 (0,031)*** [0,0127]
Categorias de mão de obra (Base: Empregado)				
Desempregado	0,07 (0,061) [0,0131]	0,0663 (0,041) [0,0114]	0,1172 (0,06)* [0,0273]	0,0737 (0,037)** [0,0125]
Fora da força de trabalho	-0,0814 (0,029)*** [-0,0138]	-0,0955 (0,018)*** [-0,0151]	-0,0333 (0,026) [-0,0072]	-0,0578 (0,016)*** [-0,0142]
Interceptar	-1,0868 (0,061)***	-1,0632 (0,092)***	-0,6551 (0,051)***	-0,7975 (0,08)***
Elasticidade de preço da prevalência	-0,0921 {,051}*	-0,2642 {0,1182}**	0,0087 {0,038}	-0,1566 {0,0952}

Obs.: Os erros padrão estão entre parênteses. Significância estatística * 10%, ** 5% e *** 1%. Os efeitos marginais estão entre colchetes. Os erros-padrão do método delta estão entre chaves.
Fonte: Estimativas dos autores com base na PNS 2013

Em todos os casos, os autores controlam as seguintes covariáveis: gênero (mulheres = 1), índice de riqueza, categorias de idade (18–24, como grupo de base, 25–44, 45–64 e 65 anos ou mais) e situação de emprego (empregado como grupo de base, desempregado e fora da força de trabalho).

Conforme demonstrado na tabela, a elasticidade de preço da prevalência é negativa e estatisticamente significativa em ambas as especificações para fumantes diários. Isso sugere que um aumento nos preços dos cigarros reduziria a prevalência do tabagismo diário. Na especificação preferida dos autores, a elasticidade de preço da prevalência diária estimada é de -0,264, indicando que um aumento de 10% nos preços dos cigarros estaria associado a uma redução de 2,6% na prevalência do tabagismo diário.

No entanto, ao considerar não apenas os fumantes diários, mas também os ocasionais, na medida de prevalência do tabagismo deste estudo, a elasticidade de preço da prevalência não é estatisticamente significativa - ou seja, não há evidência de um efeito da relação entre preços e a prevalência de tabagismo. Isso sugere que um aumento nos preços pode levar fumantes frequentes a fumarem menos e se tornarem fumantes ocasionais, ao invés de pararem de fumar por completo. Essa evidência sugere que, independentemente da construção da variável preço e da definição da prevalência, um aumento nos preços está associado a um declínio na probabilidade de fumar. No entanto, a magnitude do efeito é diferente dependendo da medida de prevalência adotada. Para a prevalência do tabagismo diário, os coeficientes da variável de preço são estatisticamente significativos, enquanto para a prevalência diária e menos que diária, não são.

Para dar uma medida desse impacto na prevalência do tabagismo, a última linha da tabela mostra a elasticidade de preço da prevalência média implícita. Esta

elasticidade é negativa e significativa, mas depende da variável de preço utilizada. Ao utilizar o preço médio por UPA, a elasticidade da prevalência é de -0,0921, enquanto ao considerar a variável instrumental, ela fica em -0,2642, o que sugere que um aumento de 10% nos preços dos cigarros deve reduzir a prevalência do tabagismo diário entre 1,0 e 2,6%. Se considerarmos o efeito sobre o nível da prevalência, se o preço aumentasse 10%, a prevalência do tabagismo diminuiria de 10% para 9,74%. Considerando que a prevalência no Brasil é de 10,42%, a expectativa é que ela caia para 10,14%. A elasticidade média da prevalência de preços para fumantes diários e que fumam menos do que diariamente não é estatisticamente significativa.

O coeficiente de gênero é negativo e estatisticamente significativo, indicando que, em média, a prevalência do tabagismo é menor para as mulheres do que para os homens. A Tabela 6 também sugere que a prevalência está negativamente associada à riqueza. Isso significa que a prevalência do tabagismo diminui com a riqueza. A idade também é um determinante importante da prevalência do tabagismo. Os resultados da tabela sugerem que a prevalência é maior entre os indivíduos de 45 a 64 anos de idade.

A Tabela 7 mostra a elasticidade de preço da prevalência por categorias para a estimativa usando o modelo probit IV para fumantes diários. As estimativas da elasticidade de preço da prevalência são mais elevadas, em valor absoluto, para as mulheres do que para os homens. A elasticidade aumenta em valor absoluto com a riqueza e é ligeiramente maior para os mais jovens do que para os mais velhos. No entanto, utilizar o erro padrão do método delta, e considerando-se o fato de que é usado um modelo probit IV, a hipótese nula de que a elasticidade de preço da prevalência não varia significativamente entre os grupos não pode ser rejeitada.

Tabela 7**Elasticidade de preço da prevalência diária por categorias**

Modalidades	Elasticidade de preço da prevalência	Erro padrão do método delta	valor-p
Gênero			
Homens	-0,2444	0,1094	0,0255
Mulheres	-0,2791	0,1249	0,0254
Idade			
18-24 anos	-0,2911	0,1303	0,0255
25-44 anos	-0,2657	0,1189	0,0254
45-64 anos	-0,2369	0,1060	0,0255
65 ou mais	-0,2952	0,1321	0,0255
Quartis de riqueza			
Q1 (mais pobre)	-0,2545	0,1140	0,0255
Q2	-0,2630	0,1177	0,0254
Q3	-0,2687	0,1201	0,0253
Q4 (mais rico)	-0,2736	0,1225	0,0255

Fonte: Estimativas dos autores com base na PNS 2013

4.2 Início do tabagismo

A Tabela 8 apresenta os resultados das estimativas de duração, que mostram as estimativas de tempo decorrido entre a idade de risco de início do tabagismo diário e a idade de início. Os resultados do modelo de população dividida (Equação 1) usam a equação de prevalência diária probit IV, apresentada na coluna (2) da Tabela 6. O componente de duração do modelo é apresentado no formato de tempo de falha acelerado e, portanto, os coeficientes estimados podem ser interpretados como coeficientes de regressão para o logaritmo de tempo até a falha. Para uma variável explicativa expressa em logaritmo natural, o seu coeficiente pode ser interpretado como uma elasticidade (ver Forster & Jones, 2001). Um coeficiente positivo indica que valores mais elevados da variável explicativa retardam o início do tabagismo.

A coluna (1) é o modelo de linha de base, que usa como variáveis explicativas o gênero (mulheres=1), quartis de riqueza, idade, escolaridade e categorias de trabalho. A coluna (2) é a especificação da linha de base com as categorias de etnia acrescentadas. Como existem impostos federais e estaduais que afetam os preços dos cigarros, os valores no varejo diferem entre os 27 estados brasileiros; a coluna (3) adiciona ao modelo de linha de base os efeitos fixos da unidade federativa. Em todas as especificações, a elasticidade de preço do retardo do início do tabagismo é de cerca de 3,5. Essa elasticidade é estatisticamente significativa nos níveis usuais e sugere que um aumento de 10% nos preços dos cigarros atrasaria a idade de início do tabagismo em 35%.

Esse resultado indica que, na idade média de início de 17 anos, um aumento de 10% nos preços retardaria o início do tabagismo diário em cerca de 2 anos e 5 meses. Isso é

Tabela 8**Estimativas da população dividida usando o índice de preço real do cigarro**

	(1)	(2)	(3)
Preço real dos cigarros (em logaritmo)	3,5465 [0,85]***	3,5503 [0,901]***	3,4846 [0,729]***
Gênero (mulheres=1)	0,1481 [0,099]	0,1453 [0,102]	0,1657 [0,096]*
Quartis de riqueza (base: Q1)			
Q2	0,1196 [0,126]	0,1218 [0,13]	0,0817 [0,13]
Q3	0,1440 [0,129]	0,1349 [0,133]	0,0859 [0,133]
Q4	0,0123 [0,168]	0,0055 [0,179]	-0,0419 [0,164]
Categorias de idade	SIM	SIM	SIM
Categorias de mão de obra	SIM	SIM	SIM
Categorias de escolaridade	SIM	SIM	SIM
Etnia/raça	NÃO	SIM	NÃO
Efeitos fixos por unidade federativa	NÃO	NÃO	SIM
Interceptar	-13,9583 [4,433]***	-13,9810 [4,697]***	-13,3043 [3,763]***
Formato	0,3370 [0,02]***	0,3369 [0,019]***	0,3314 [0,018]***

Obs.: O erro padrão bootstrap está entre colchetes. Significância estatística * 10%, ** 5% e *** 1%.

Fonte: Estimativas dos autores com base na PNS 2013

calculado como 35% dos 12 x 7 meses após a pessoa completar 10 anos, idade em que se supõe que ela corra o risco de começar a fumar. O coeficiente da variável gênero não é estatisticamente significativo e, portanto, indica que as mulheres desta amostra iniciam o tabagismo aproximadamente na mesma idade que os homens. A estimativa do parâmetro de forma da taxa de risco é positiva e estatisticamente inferior a um, sugerindo que a taxa de risco de fumar aumenta primeiramente com o tempo e, depois, cai monotonicamente conforme indicado na Figura 1, acima.

A Tabela 9 questiona se as mudanças nos preços dos cigarros têm um efeito diferente na iniciação do tabagismo entre as mulheres em comparação aos homens. A estrutura da tabela é semelhante à da Tabela 8; a única diferença é que, em vez de usar o logaritmo do preço real, ela mostra a interação desta variável de preço com o gênero. Conforme demonstrado na tabela, não há diferenças significativas entre homens e mulheres. Um aumento de 10% nos preços dos cigarros atrasa o início do tabagismo em 35% tanto para os homens quanto para as mulheres.

Tabela 9**Estimativas de população dividida usando interações preço-gênero**

	(1)	(2)	(3)
Interação preço-homens (em logaritmo)	3,5341 [0,813]***	3,5380 [0,876]***	3,4708 [0,721]***
Interação preço-mulheres (em logaritmo)	3,5637 [0,822]***	3,5671 [0,887]***	3,5038 [0,729]***
Quartis de riqueza (base: Q1)			
Q2	0,1184 [0,125]	0,1205 [0,13]	0,0804 [0,131]
Q3	0,1428 [0,126]	0,1335 [0,132]	0,0845 [0,128]
Q4	0,0117 [0,165]	0,0047 [0,178]	-0,0429 [0,164]
Categorias de idade	SIM	SIM	SIM
Categorias de mão de obra	SIM	SIM	SIM
Categorias de escolaridade	SIM	SIM	SIM
Categorias de estado civil	NÃO	SIM	NÃO
Etnia/raça	NÃO	SIM	NÃO
Efeitos fixos por unidade federativa	NÃO	NÃO	SIM
Interceptar	-13,8940 [4,231]***	-13,9179 [4,567]***	-13,2334 [3,718]***
Formato	0,0196 [0,019]***	0,3367 [0,019]***	0,3313 [0,018]***

Obs.: O erro padrão bootstrap está entre colchetes. Significância estatística * 10%, ** 5% e *** 1%.
Fonte: Estimativas dos autores com base na PNS 2013

A Tabela 10 mostra os resultados do modelo de população dividida, onde o logaritmo do preço do cigarro interage com uma variável dummy adotando o valor de um para os indivíduos no quartil mais baixo de riqueza (interação preço-pobre). Assim como no caso de gênero, a tabela não mostra uma

diferença significativa entre o aumento dos preços sobre a iniciação ao tabagismo de pessoas pobres e aquelas localizadas nos quartis não pobres de riqueza. Isso significa que um aumento nos preços afeta as pessoas pobres e não pobres da mesma forma.

Tabela 10**Estimativas de população dividida usando interações preço-riqueza**

Variável dependente: meses após a idade de risco	Especificações		
	(1)	(2)	(3)
Interação preço-pobre (em logaritmo)	3,5314 [0,885]***	3,7412 [1,732]**	3,4666 [0,72]***
Interação preço-não-pobre (em logaritmo)	3,5520 [0,822]***	3,4108 [0,559]***	3,4895 [0,713]***
Gênero (mulheres=1)	0,1568 [0,100]	0,1431 [0,094]	0,1719 [0,094]*
Categorias de idade	SIM	SIM	SIM
Categorias de mão de obra	SIM	SIM	SIM
Categorias de escolaridade	SIM	SIM	SIM
Categorias de estado civil	NÃO	SIM	NÃO
Etnia/raça	NÃO	SIM	NÃO
Efeitos fixos por unidade federativa	NÃO	NÃO	SIM
Interceptar	0,3375 [0,020]***	-0,0587 [0,300]	0,3315 [0,018]***
Formato	-13,8621 [4,554]***	0,0312 [0,086]	-13,2493 [3,673]***

Obs.: O erro padrão bootstrap está entre colchetes. Significância estatística * 10%, ** 5% e *** 1%.
Fonte: Estimativas dos autores com base na PNS 2013

5. Discussão

Os resultados da seção anterior indicam que aumentos nos preços dos cigarros reduziriam a prevalência do tabagismo diário e retardariam o início do tabagismo. Portanto, uma política de aumento dos impostos específicos de consumo, que levaria a um aumento dos preços, é uma estratégia eficaz para reduzir a prevalência de pessoas que fumam e aumentaria a idade média do início do tabagismo. Em especial, um aumento de 10% nos preços dos cigarros acarretaria uma redução de 2,6% na prevalência do tabagismo e atrasaria o início do tabagismo em quase dois anos e meio. Como o conjunto de dados inclui todos os indivíduos que, no momento da pesquisa, tinham entre 18 e 34 anos, este resultado sobre o início do tabagismo se aplica principalmente aos jovens.

No Brasil, atualmente o tabaco incorre em quatro impostos em nível federal e um imposto específico de consumo, este último no âmbito estadual. Os quatro impostos federais são: Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), Imposto para o Programa de Integração Social (PIS), Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (COFINS) e Imposto de Importação (II). O único imposto subnacional é o Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), que varia de acordo com o estado. A regra geral para o imposto sobre produtos industrializados é um imposto específico de consumo ad valorem (para uma descrição mais detalhada da estrutura tributária do cigarro, veja Ribeiro & Pinto, 2019). O imposto sobre produtos industrializados é o instrumento de política fiscal que provavelmente induziria

um aumento nos preços dos cigarros em todas as regiões do Brasil. O uso desse instrumento de política para aumentar os preços de varejo reduziria o tabagismo diário, atrasando ou dissuadindo o início do tabagismo.

Este estudo não encontra diferenças no impacto do aumento dos preços dos cigarros na idade de início do tabagismo entre homens e mulheres, como também entre indivíduos pobres e não pobres. Em todos os casos, o aumento dos preços dos cigarros atrasaria a idade de início do tabagismo, independentemente de gênero e situação econômica. Um aumento de 10% nos preços de varejo retardaria a idade de iniciação ao tabagismo em quase dois anos e meio. Esta evidência indica que o uso de impostos específicos de consumo para elevar os preços seria eficaz em impedir o início do tabagismo entre os jovens no Brasil.

Por outro lado, o aumento do preço de varejo dos cigarros reduziria a prevalência do tabagismo diário, independente da faixa de renda, faixa etária ou gênero da população considerada. Um aumento de 10% nos preços levaria a uma redução da prevalência do tabagismo de cerca de 2,6% para indivíduos entre 18 e 24 anos.

Algumas limitações deste estudo são: (i) um possível erro de recordação, uma vez que os indivíduos precisam se lembrar de quando começaram a fumar diariamente; e (ii) os autores não consideram a variação de preços entre as marcas, pois a base de dados da PNS não inclui perguntas sobre a marca do cigarro fumado. Portanto, eles não capturam uma possível substituição entre marcas mais baratas ou ilegais e marcas mais caras quando há um aumento nos impostos específicos de consumo ad valorem, que aumenta os preços dos cigarros.

6. Conclusão

Neste relatório de pesquisa, os autores estimam o impacto do aumento dos preços dos cigarros na prevalência do tabagismo diário e na idade de início do tabagismo no Brasil. Um modelo de população dividida é usado para especificar a participação diária do tabagismo e as equações de início do tabagismo. Os autores estimam essas equações para obter elasticidades de preço de prevalência e início, como também para avaliar a importância de outros determinantes da probabilidade de fumar e fatores que afetam a idade de início do tabagismo diário.

A evidência empírica apresentada sugere que o preço, gênero, idade e riqueza são determinantes importantes da prevalência do tabagismo diário no Brasil. Em média, a prevalência do tabagismo diário é menor entre as mulheres do que entre os homens e está negativamente associada à riqueza; ela é maior também entre as pessoas de 45 a 64 anos de idade.

A natureza viciante de produtos de tabaco está no centro de muitos problemas de saúde e a adolescência é uma fase fundamental na qual o vício pode se desenvolver. As evidências apresentadas neste relatório sugerem que, em média, os aumentos nos preços dos cigarros estão ligados à menor prevalência do tabagismo diário e ao atraso em desenvolver o hábito de fumar diariamente. Espera-se que retardar ou reduzir o tabagismo na juventude melhore os resultados de saúde ao longo da vida. Assim, uma política de aumento dos impostos específicos de consumo, com o objetivo de aumentar os preços dos cigarros, pode ser muito eficaz em reduzir ou retardar o início do tabagismo.

Referências

- Bernal, Regina Tomie Ivata et al. (2017). Sistema de Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Inquérito Telefônico (Vigitel): mudança metodológica de ponderação. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*. v. 26, n. 4, pp. 701-712. ISSN 2237-9622. <https://doi.org/10.5123/S1679-49742017000400003>.
- Chassin, L., Presson, C. C., Sherman, S. J., & Edwards, D. A. (1990). The natural history of cigarette smoking: predicting young-adult smoking outcomes from adolescent smoking patterns. *Health Psychology*, 9(6), 701–716. <http://dx.doi.org/10.1037/0278-6133.9.6.701>
- DiFranza, J. R., Rigotti, N. A., McNeill, A. D., Ockene, J. K., Savageu, J. A., St Cyr, D., Coleman, M. (2000). Initial symptoms of nicotine dependence in adolescents. *Tobacco Control*, 9(3), 313–319. <http://dx.doi.org/10.1136/tc.9.3.313>
- DiFranza, J.R., Savageau, J.A., Fletcher, K.E., O’Loughlin, J., Pbert, L., Ockene, J. K., McNeill, A. D., Hazelton, J., Friedman, K., Dussault, G., Wood, C., Wellman, R. J. (2007). Symptoms of tobacco dependence after brief intermittent use: the Development and Assessment of Nicotine Dependence in Youth study II. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 161(7), 704–710. <http://dx.doi.org/10.1001/archpedi.161.7.704>
- Divino J. A., Philipp Ehrl, Osvaldo Candido e Marcos Valadão. (2020). An extended cost-benefit analysis of tobacco taxation in Brazil. UCB Policy Report.
- Forster, M. and Jones, A. (2001). The role of tobacco taxes in starting and quitting smoking: Duration analysis of British data. *Journal of the Royal Statistical Society Series A*, 164, issue 3, p. 517-547.
- Gervais, A., O’Loughlin, J., Meshefedjian, G., Bancej, C., & Tremblay, M. (2006). Milestones in the natural course of onset of cigarette use among adolescents. *Canadian Medical Association Journal*, 175(3), 255–261. <http://dx.doi.org/10.1503/cmaj.051235>
- Gonzalez-Rozada, M e Franco Churrararin, F. (2020). Increasing Cigarette Excise Tax Would Delay Smoking Initiation in Mexico. A Tobacconomics Policy Brief, University of Illinois at Chicago.
- Gonzalez-Rozada, M., & Montamat, G. (2019). How increasing tobacco prices affects the decision to start and quit smoking: evidence from Argentina. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(19), 3622. <https://doi.org/10.3390/ijerph16193622>
- Guindon GE. (2014). The impact of tobacco prices on smoking onset in Vietnam: duration analysis of retrospective data. *Euro J Health Econ*. 2014;15:19–39.
- Hausmann, J. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271. doi:10.2307/1913827
- Institute of Medicine (2015). *Public Health Implications of Raising the Minimum Age of Legal Access to Tobacco Products*. Washington, DC: The National Academies Press. <https://doi.org/10.17226/18997>.
- Jenkins, S. (2005). Manuscrito não publicado, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, Colchester, UK.

John R., Chelwa G., Vulovic V., Chaloupka F., (2019) Using Household Expenditure Surveys for Research in the Economics of Tobacco Control. A Tobacconomics Toolkit. Chicago, IL: Tobacconomics, Centro de Política em Saúde, Instituto de Pesquisa e Política em Saúde, Universidade de Illinois em Chicago, 2019. www.tobacconomics.org

Klein, J. (2006). Adolescents and smoking: the first puff may be the worst. *Canadian Medical Association Journal*, 175(3), 262–263.

O'Loughlin, J., DiFranza, J. R., Tyndale, R. F., Meshfedjian, G., McMillan-Davey, E., Clarke, P. B. S., Hanley, J., Paradis, G. (2003). Nicotine-dependence symptoms are associated with smoking frequency in adolescents. *American Journal of Preventive Medicine*, 25(3), 219–225. [http://dx.doi.org/10.1016/S0749-3797\(03\)00198-3](http://dx.doi.org/10.1016/S0749-3797(03)00198-3)

O'Loughlin, J., Gervais, A., Dugas, E., & Meshfedjian, G. (2009). Milestones in the process of cessation among novice adolescent smokers. *American Journal of Public Health*, 99(3), 499–504. <http://dx.doi.org/10.2105/AJPH.2007.128629>

Ribeiro, L. e Pinto, V. (2019). Accelerating Effective Tobacco Taxes in Brazil: Trends and Perspectives. *Red Sur Country Studies Series “Tobacco taxes in Latin America”*. Country Study N° 3/2019.

Rivers D e Quang H. V. (1988). Limited information estimators and exogeneity tests for simultaneous probit models. *Journal of Econometrics*, vol. 39, issue 3, 347-366

Schmidt, P. e Witte, A.D. (1989). Predicting criminal recidivism using ‘split population’ survival time models. *Journal of Econometrics*, 40(1): 141-159.

Vellios N, van Walbeek C. (2016). Determinants of regular smoking onset in South Africa using duration analysis. *BMJ Open* 2016;6: e011076. [doi:10.1136/bmjopen-2016-011076](https://doi.org/10.1136/bmjopen-2016-011076)

U.S. Department of Health and Human Services. (2010). *How Tobacco Smoke Causes Disease: The Biology and Behavioral Basis for Smoking-Attributable Disease: A Report of the Surgeon General*. Atlanta, GA: U.S. Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, Office on Smoking and Health.

Organização Mundial da Saúde. (2010). *Economics of tobacco toolkit: economic analysis of demand using data from the Global Adult Tobacco Survey (GATS)*. ISBN 978 92 4 150016 6

Apêndice A

Tabela A1

Primeiro passo da imputação de preços por regressão aleatória

Preço do maço de 20 cigarros (em log)	
Gênero (feminino = 1)	0,0173 (0,017)
Categorias de idade	
25-44 anos	-0,0538 (0,033)
45-64 anos	-0,1034 (0,036)***
65 ou mais	-0,0670 (0,050)
Categorias de escolaridade	
Fundamental	0,1277 (0,025)***
Médio	0,2256 (0,023)***
Superior	0,3321 (0,025)***
Categorias de Trabalho	
Desempregado	-0,1259 (0,046)***
Fora da Força de Trabalho	-0,0405 (0,024)*
Estudante	-0,1078 (0,032)***
Renda Mensal	0,0000 (0,000)***
Unidades Federativas	
Acre	-0,3427 (0,076)***
Amazonas	0,3385 (0,076)***
Roraima	0,3413 (0,069)***
Pará	0,1725 (0,087)**
Amapá	0,3454 (0,072)***
Tocantins	0,1065 (0,074)

Tabela A1

Primeiro passo da imputação de preços por regressão aleatória (cont.)

	Preço do maço de 20 cigarros (em log)
Maranhão	-0,0771 (0,087)
Piauí	-0,0488 (0,086)
Ceará	-0,0400 (0,073)
Rio Grande do Norte	-0,0417 (0,082)
Paraíba	0,0085 (0,095)
Pernambuco	0,1151 (0,07)
Alagoas	0,0756 (0,077)
Sergipe	0,2242 (0,086)***
Bahia	0,1137 (0,087)
Minas Gerais	-0,0013 (0,073)
Espírito Santo	0,2344 (0,07)***
Rio de Janeiro	0,2327 (0,066)***
São Paulo	0,0044 (0,067)
Paraná	-0,2987 (0,079)***
Santa Catarina	0,0053 (0,074)
Rio Grande do Sul	0,0692 (0,067)
Mato Grosso do Sul	-0,5560 (0,076)***
Mato Grosso	-0,1445 (0,09)
Goiás	-0,0180 (0,073)
Distrito Federal	0,1856 (0,069)***

Tabela A2

Primeira etapa do teste Rivers-Vuong

Preço do maço de 20 cigarros (em log)	
Instrumento por preço	1,8337 (0,938)*
Gênero (feminino = 1)	0,0159 (0,004)***
Categorias de idade	
25-44 anos	-0,0554 (0,007)***
45-64 anos	-0,1092 (0,007)***
65 ou mais	-0,0832 (0,009)***
Categorias de escolaridade	
Fundamental	0,1230 (0,006)***
Médio	0,2155 (0,005)***
Superior	0,3186 (0,007)***
Categorias de Trabalho	
Desempregado	-0,1015 (0,011)***
Fora da Força de Trabalho	-0,0336 (0,005)***
Estudante	-0,1028 (0,007)***
Renda Mensal	0,0000 (0,000)***
Efeitos Fixos por UPA	YES

www.tobacconomics.org

**INSTITUTE FOR
HEALTH RESEARCH
AND POLICY**

