

# Impacto da Substituição Tributária sobre preços de produtos farmacêuticos no estado de São Paulo, Brasil: uma aplicação de co-integração com quebra estrutural

André Luis Squarize Chagas

FEA-USP/SP

Av. Prof. Luciano Gualberto, 908, FEA 2, Sala 253 - São Paulo - SP - CEP 05508-900

e-mail: achagas@usp.br

## Resumo

O mecanismo da Substituição Tributária vem sendo amplamente adotado pelos estados brasileiros como forma de combate à sonegação e para reduzir os efeitos de incentivos fiscais concedidos em outras unidades da federação. Desde meados de 2007 a Secretaria da Fazenda do Estado de São Paulo passou a adotar a substituição tributária como forma de arrecadação do ICMS devido pelo setor de produtos farmacêuticos. O modelo teórico mostra que, no caso de concorrência imperfeita, a alteração na tributação pode não ser neutra sobre os preços ao consumidor. O trabalho empírico busca testar os efeitos da mudança na forma de tributação sobre os preços ao consumidor. Para tanto, três abordagens alternativas são empregadas para testar a existência de quebra estrutural na série de preços de produtos farmacêuticos do estado, bem como na relação de co-integração dessa série com a de outros estados. Os resultados sugerem que, após a substituição tributária, houve aumento de preços aos consumidores.

Palavras-Chave: substituição tributária; incidência tributária; co-integração; quebra estrutural

## Abstract

The mechanism of the Tax Substitution has been widely adopted by the Brazilian states in order to combat tax evasion and to reduce the effects of tax incentives granted in other states. Since mid-2007 the Finance Department of the State of São Paulo began to adopt the tax substitution as means of receiving the ICMS due by the pharmaceutical sector. The theoretical model shows that, in the case of imperfect competition, changes in taxation can not be neutral on consumer prices. The empirical work seeks to test the effects of change in the form of taxation on consumer prices. For this, three alternative approaches are used to test the existence of structural break in the series of prices of pharmaceuticals in the state, and the relationship of cointegration of this series with the other states. The results suggest that, after the replacement tax, there were an increase of consumer prices.

Key-Words: tax substitution; tax incidence; cointegration; structural break

Jel Classification: H22, C22

Área: Microeconomia Aplicada

# 1 Introdução

A carga tributária no Brasil é considerada elevada por muitos, e a necessidade de reforma no sistema tributário nacional parece ser consenso, tanto por parte do governo, quanto por parte do setor privado (CAVALCANTI. PRADO, 1998; VIOL, 1999; VIOL et al., 2002). No entanto, o impasse sobre a forma como tal reforma deve ser feita esbarra nos diversos interesses de diferentes grupos, sobretudo nos riscos de perdas de receita, ainda que momentânea, para alguns estados, o que é apenas uma ponta no iceberg da questão federalista no Brasil. Enquanto não se realiza a reforma tributária, os estados acirram o que se convencionou chamar de “guerra fiscal”, práticas que incluem renúncia fiscal, subsídios indiretos, entre outros benefícios concedidos pelos estados mais pobres para atrair investimentos privados. Embora esse fenômeno não seja necessariamente recente <sup>1</sup>, adquire contornos específicos nos anos 90, por conta de vários fatores.

A adoção do princípio da origem na cobrança dos tributos sobre o consumo (que por conta desse princípio passa a se assemelhar mais como um tributo sobre a produção) é um ingrediente a mais nessa controversa relação entre os entes federativos<sup>2</sup>. Como, nessas condições, a arrecadação depende mais da produção que do consumo, existe um incentivo à atração de empresas para um estado, em detrimento da federação. É nesse contexto que a Substituição Tributária (ST) emerge, a princípio como forma de combater a sonegação, mas também utilizada para combater a guerra fiscal e os benefícios unilaterais concedidos em outras unidades federais.

A ST é um instituto legal de arrecadação de impostos criado e implementado por diferentes estados ainda antes da atual Constituição Federal, por intermédio de legislações infra-constitucionais, tais como, convênios e protocolos, celebrados entre os Secretários de Fazenda estaduais. Durante algum tempo, a sua constitucionalidade e legitimidade foi questionada por diferentes agentes, sob a alegação de falta de previsão constitucional e de lei complementar para a sua implementação.

O artigo 150, parágrafo 7º, da Constituição de 1988, e a Lei Complementar nº 87/96, incorporaram e legitimaram o instituto da ST. A partir de então, e cada vez mais, ela vem sendo adotada como forma de combater a evasão fiscal e facilitar a fiscalização do recolhimento do ICMS aos cofres estaduais. Por esse instrumento, ao invés de tributar os vários agentes ao longo da cadeia de distribuição de um produto até o consumidor final, apenas a indústria é responsabilizada pelo seu recolhimento. Para sua operacionalização, o poder arrecadador calcula a margem de valor agregado ao longo da cadeia, estipulando o preço ao consumidor final e descontando o preço de fábrica. Sobre essa margem calcula-se o imposto a ser recolhido pela fábrica e que incide sobre toda a cadeia de distribuição, aplicando a alíquota estabelecida em lei.

---

<sup>1</sup>De fato, de acordo com Cavalcanti e Prado (1998), a guerra fiscal do ICMS tem dois grandes surtos no Brasil: um, que vai da segunda metade dos anos 60 até 1975, e outro (o atual) a partir do início dos anos 90. Segundo os autores, “Remonta pelo menos aos anos 60 a utilização, pelos governos estaduais, de isenções, reduções e diferimentos tributários como recurso para alavancar a industrialização regional. Após um período de maior intensidade e evidência, na segunda metade dos anos 60, esse tipo de prática aparentemente perde ímpeto e desaparece dos debates e da mídia. No início dos anos 90, ele retorna de forma inicialmente tímida para depois explodir, a partir de 1993/94, em grande polêmica nacional”.

<sup>2</sup>o regime do ICMS é um misto entre a origem e o destino. Como as alíquotas interestaduais são inferiores às internas, os estados consumidores apropriam-se dessa diferença. Apesar disso, a forte concentração da produção e do consumo nos estados mais ricos tem aproximado o ICMS do regime de origem (VIOL, 1999)

A margem de valor agregado deve ser determinada com base em preços usualmente praticados no mercado, obtidos por levantamento, ainda que por amostragem, ou através de informações e outros elementos fornecidos por entidades representativas dos setores, adotando-se a média ponderada dos preços coletados. No entanto, essa fixação não consegue abarcar a complexidade do sistema econômico e tributa de maneira igual agentes desiguais. Ademais, a mudança na forma de tributação, com a adoção da ST gera incentivo ao aumento de preços que incide ao longo da cadeia de distribuição da indústria até o consumidor final. As consequências dessa sistemática deve ser analisada de forma mais cuidadosa quando a tributação incide sobre produto essencial, como são os medicamentos.

Em que pese a simplificação do processo arrecadatório, que permite à Fazenda estadual maior poder de fiscalização e controle sobre a arrecadação, uma vez que reduz a apenas um contribuinte a obrigação de recolhimento do imposto de toda a cadeia, os reais efeitos do expediente da ST sobre o “desenvolvimento econômico e a competitividade da economia” ainda estão por ser empiricamente testados. O simples apelo arrecadador da ST não deveria bastar para sua adoção ampla e irrestrita. É desejável que um sistema tributário se baseie nos princípios de eficiência e equidade, como discutido em relatório anterior.

O objetivo desse trabalho é analisar o impacto da adoção da ST sobre o preço de medicamentos no estado de São Paulo a partir de 2007. Para tanto, testes de co-integração com quebra estrutural são implementados. Empregam-se três abordagens diferentes, conforme detalhado no trabalho.

Esse artigo se organiza da seguinte forma: na próxima seção discutem-se as implicações da ST sobre a eficiência da economia. São levantadas os mecanismos pelos quais a ST pode impactar preços. Faz-se ainda uma revisão da ST sobre o setor de produtos farmacêuticos no estado de São Paulo. Finalmente, um modelo teórico demonstra porque a mudança no regime tributário não é neutro em relação a preço. Na seção seguinte, discute três abordagens para estimar o efeito da ST nos preços aos consumidores, com o emprego de análise de co-integração em séries temporais. Os resultados são reportados na seção seguinte. A última seção apresenta as conclusões.

## **2 Substituição tributária e incidência da tributação**

### **2.1 A substituição tributária do ICMS e seus impactos sobre a eficiência do sistema econômico**

A ST, ao estimar a margem de valor agregado e concentrar o recolhimento em uma única etapa do processo produtivo, perde a maior parte dos benefícios advindos de um imposto sobre o valor adicionado, e adiciona distorções não desejadas ao sistema econômico.

O primeiro e principal problema decorre da fixação da base de cálculo do imposto, ou a margem de valor agregado. Pela norma legal atual, a margem de valor agregado pode ser calculada considerando:

- média ponderada dos preços a consumidor final usualmente praticados no mercado, apurada por levantamento de preços aprovado e divulgado pela Secretaria da Fazenda do Estado de São Paulo, conforme hipótese prevista no artigo 43, parágrafo 2 do Regulamento do ICMS;

- porcentual de margem de valor agregado apurado por levantamento de preços aprovado e divulgado pela Secretaria da Fazenda do Estado de São Paulo, conforme hipótese prevista no artigo 41, caput, do Regulamento do ICMS;
- preço final a consumidor, único ou máximo, autorizado ou fixado por autoridade competente e divulgado pela Secretaria da Fazenda do Estado de São Paulo, conforme hipótese prevista no artigo 40-A do Regulamento do ICMS;
- preço final a consumidor sugerido pelo fabricante ou importador, aprovado e divulgado pela Secretaria da Fazenda do Estado de São Paulo, conforme hipótese prevista no artigo 41, parágrafo único, do Regulamento do ICMS;
- porcentual de margem de valor agregado ou preço final a consumidor fixados em acordo celebrado pelo Estado de São Paulo com outras unidades da Federação, conforme hipótese prevista no artigo 44, parágrafo 2, do Regulamento do ICMS;
- preço praticado pelo sujeito passivo, incluídos os valores correspondentes a frete, carreto, seguro, impostos e outros encargos transferíveis ao adquirente, acrescido do valor adicionado calculado mediante a multiplicação do preço praticado pelo Índice de Valor Adicionado Setorial, conforme hipótese prevista no artigo 43, parágrafo 3, e artigo 44 do Regulamento do ICMS, e no caso de não se verificar nenhuma das hipóteses anteriores.

As distorções à eficiência do sistema econômico, decorrentes da aplicação das sistemáticas acima elencadas, adviriam do fato de que a fixação das margens de valor agregado, ainda que feitas com base em pesquisas de preços de mercado, não consegue abarcar a complexidade do sistema econômico, não contemplando, dentre outras coisas:

**diferenciação de preços regionais** as margens fixadas em leis, por meio de pesquisas ou não, geralmente o são baseadas em médias calculadas em um determinado território. Entretanto, as grandes diferenças regionais na estrutura territorial do Estado de São Paulo, e mesmo no interior da própria cidade de São Paulo, implicam em variabilidade de preços não desprezível. A tributação pela margem média representa um “bônus”, em termos de alíquota de imposto, sobre os preços maiores, e um “ônus” sobre os preços menores;

**diferenciação de preços no tempo (sazonalidade)** ao fixar a margem de valor agregado, baseado ou não em médias pesquisadas em um determinado período de tempo, impede-se que os agentes se adaptem às mudanças normalmente verificadas ao longo do tempo, devida às condições sazonais. Nesse caso, nos períodos em que a demanda é maior, e que, portanto, o preço de mercado tende a aumentar para além daquele fixado, há um “bônus” em termos de alíquota de imposto, ao passo que nos meses em que o preço de mercado venha a cair abaixo do fixado, haverá um “ônus” em termos de alíquota de tributação;

**idiosincrasias de outras naturezas** além das questões regionais e temporais, outros fatores que afetem a média de preços (como estrutura de custos da empresas, condições de financiamento, nichos de mercado etc.) podem gerar bônus e ônus sempre na direção apontada a acima.

Ao impor ônus tributário sobre os preços abaixo da média e, ao mesmo tempo, bônus sobre os preços maiores, cria-se incentivos para que a concorrência de preços se dê em único sentido, no caso, de aumento de preços. Isso pode ser verificado pela redução nos chamados descontos comerciais praticados pelo comércio e pelo aumento de preço relativo dos produtos passíveis da substituição tributária para o consumidor final. Pode-se alegar que as margens de valor agregado podem ser alteradas por novas pesquisas realizadas de tempos em tempos. No entanto, dado o incentivo ao aumento de preços decorrente do procedimento de substituição visto acima, a probabilidade de que essas pesquisas verifiquem preços mais baixos é muito pequena. Assim, mesmo o mecanismo de revisão das margens proposto não é eficiente, pois sempre obterá preços médios iguais ou superiores ao já fixados.

Problemas adicionais decorrem da fixação da margem de valor agregado pelo agente tributador. A hipótese forte por trás dessa fixação é que a condição futura do mercado, no horizonte de tempo para o qual a fixação foi realizada, permanecerá a mesma que a verificada quando da fixação. Essa hipótese impede que sejam realizadas políticas anticíclicas, como a necessária em momentos de crise. Dado que a arrecadação já foi realizada no momento da venda da fábrica para o atacado, ou para o varejo direto, o preço de venda dos produtos tributados, quando do advento da crise, já estará majorado pelo imposto. Assim, o expediente da substituição tributária não se configura em instrumento eficaz de política fiscal.

Finalmente, um problema menor, pois de fácil correção, mas também importante, refere-se ao impacto que a substituição tributária tem sobre o fluxo de caixa de toda a cadeia. Ao antecipar o recolhimento dos impostos, arrecadando todo o tributo no início da cadeia, o valor presente arrecadado, descontado pela taxa de juros conveniente, é maior que o valor presente, descontado à mesma taxa, que seria arrecadado pelo procedimento de um imposto por valor agregado, representando um “bônus” para o estado, em detrimento dos agentes econômicos, inclusive o consumidor, e novo incentivo a aumento de preço relativo. Ainda que a arrecadação tributária seja diferida, com a possibilidade de recolhimento do imposto com defasagem em relação à venda da indústria, tal diferimento pode não representar a estrutura temporal correta (considerando como correto a arrecadação em momento concomitante ou posterior ao fator gerador). Ademais, o recolhimento antecipado do imposto por um dos agentes impõe a apenas esse agente o risco de inadimplência, que antes era compartilhado com o estado (e como seria mais correto).

## **2.2 Substituição Tributária sobre medicamentos**

O recolhimento de ICMS sobre medicamentos, por meio de substituto tributário, é um expediente disciplinado pelo Convênio ICMS 76/94, que estabeleceu bases para a substituição tributária em operações interestaduais. Em 1997, o Estado de São Paulo renunciou às disposições do convênio, retornando a cobrança do ICMS sobre medicamentos à forma convencional. No entanto, desde maio de 2007, com o protocolo firmado em conjunto com o Estado do Mato Grosso do Sul, o Estado de São Paulo inicia o retorno da ST nas operações de remessa de medicamentos para aquele estado. Em julho do mesmo ano, protocolo semelhante é firmado com o Estado de Alagoas. No final de 2007, em protocolo específico, em que se previa reciprocidade de tratamento, também as operações com o Estado do Rio de Janeiro passam a adotar a sistemática da ST.

Finalmente, o decreto de 52.364/2007, de 13/11/2007, regulamenta o retorno definitivo da prática da ST nas operações internas com medicamentos. Na justificativa para a mudança na sistemática de recolhimento do tributo para essas operações alegou-se que “a medida visa conferir ao Governo Estadual um importante instrumento de política tributária, incluindo os mencionados produtos entre aqueles sujeitos à tributação pelo regime da ST e dessa forma simplifica as obrigações tributárias relativas à arrecadação do imposto nas mencionadas operações, contribuindo, assim, no reforço da política de desenvolvimento econômico e social e na competitividade da economia paulista”(DOESP, 14/11/2007, Seção I, p. 3).

Uma mudança de regime tributário, que altere o preço de mercado, ao longo da cadeia distributiva, além do impacto sobre o sistema de preços (e a eficiência), pode impactar a distribuição dos excedentes entre os vários agentes do mercado. A consequência dessa mudança no curto prazo pode ser um aumento de preços ao consumidor, redução da margem de lucro das empresas, aumento do peso morto da tributação. No longo prazo, pode contribuir para a concentração no mercado, na medida em que inviabiliza a manutenção das pequenas empresas.

### **2.3 Incidência tributária em estrutura de mercado com concorrência imperfeita**

A incidência tributária refere-se ao efeito que a taxaçoão exerce sobre preços e lucros. Em regime de concorrência perfeita existem muitas firmas ofertando um produto idêntico entre elas, e muitos consumidores demandando o mesmo produto. Neste ambiente, o poder de mercado de consumidores e firmas é limitado, o preço tende a ser o mesmo entre as firmas, e igual ao custo marginal de produção. Neste ambiente, os efeitos da taxaçoão são bem conhecidos: o preço ao consumidor aumenta no mesmo montante do imposto se o custo marginal é constante, e menos que o imposto se o custo marginal é crescente. Em hipótese alguma existe a possibilidade de repasse para o preço em montante superior ao imposto.

Um regime de concorrência imperfeita caracteriza-se pela possibilidade de um ou alguns dos agentes poderem interferir no preço. Os casos mais discutidos na literatura são os monopólios e oligopólios. Em um monopólio existe um único ofertante do bem que se defronta com toda a demanda de mercado. Neste caso, ele pode utilizar a informação que obtém da demanda para fixar o preço em nível superior ao do custo marginal. Ele fixa o preço de modo a ofertar quantidade de produto que maximiza o seu lucro. Neste ambiente, os resultados sugerem que o produtor pode repassar para o consumidor montante do imposto em proporção maior, igual ou menor que o montante pago ao governo.

No caso de oligopólios, os resultados variam de acordo com a natureza da interação estratégica entre as firmas. Dado que também nesses casos os preços são fixados acima do custo marginal, um acréscimo no custo devido a mudança na taxaçoão não necessariamente será refletido em acréscimo idêntico no preço. É teoricamente possível que o repasse do imposto para o preço seja em montante maior, igual ou menor que o valor do imposto. O grau de repasse do imposto para os preços depende das curvaturas das curvas de demanda da indústria e de custo das empresas. Com custo marginal constante, caso a curva de demanda seja côncava o repasse do imposto para os preços será menos que proporcional, ao passo que com suficiente convexidade, o repasse será maior (STERN, 1987).

Ademais, o impacto sobre o preço final é maior no caso de impostos incidentes sobre

o custo do que no caso de impostos incidentes sobre o preço de venda. Formalmente, esse resultado pode ser demonstrado da seguinte forma<sup>3</sup>. Considere um setor formado por  $n$  firmas idênticas operando em um mercado não necessariamente em regime de concorrência perfeita. Dois tipos de taxaçaõ *ad valorem* podem ser impostos sobre esse setor. Um que incide sobre o preço cobrado ao consumidor e outro que incide sobre o custo marginal. As taxaçaõs afetam o lucro de cada firma típica ( $i$ ) da seguinte forma

$$\pi^i = [(1 - t_v)p(X)x^i - (1 + t_s)c(x^i)] \quad (1)$$

em que  $p(X)$  é o preço ao consumidor, que é função da quantidade total de bens ofertados pelo setor, ( $X$ ), ao passo que  $x^i$  é a quantidade de produto ofertada pela  $i$ -ésima firma do setor,  $t_v$  é a alíquota de imposto *ad valorem* incidente sobre o preço ao consumidor e  $t_s$  é a alíquota de imposto *ad valorem* incidente sobre o custo marginal,  $c(x^i)$ , de cada firma  $i$ . A condição de primeira ordem para o lucro máximo da firma é dada pela derivada do lucro em relação à quantidade.

A interação estratégica entre as firmas da indústria é captada pelo termo  $\partial X/\partial x^i = \lambda^i$ . Caso cada firma individual acredite que o mercado opere em concorrência perfeita,  $\lambda^i$  será igual a zero. No caso de um oligopólio de Cournot,  $\lambda^i = 1$ . Finalmente, no caso de conluio tácito,  $\lambda^i = n$ , de modo que  $\lambda^i \in [0, n]$  (DELIPALLA E O'DONELL, 2001). A condição de primeira ordem para o máximo de (1) é dada por

$$p = \frac{1}{1 - \frac{1}{\varepsilon \sum \frac{1}{\lambda^i}}} \left( \frac{1 + t_s}{1 - t_v} \right) \quad (2)$$

onde  $\varepsilon = -(\partial X/\partial P)(P/X)$  é a elasticidade-preço da demanda. O mark-up depende do poder de monopólio que cada firma possui, que por sua vez depende da inclinação da curva de demanda pelo produto da firma, captada pela elasticidade-preço da demanda ( $\varepsilon$ ). Quanto menor (em valor absoluto) essa elasticidade, maior o poder de mercado da firma e, portanto, maior o mark-up. O efeito marginal da taxaçaõ sobre o preço é dado por

$$\frac{\partial p}{\partial t_s} = \left( \frac{1}{1 - t_v} \right) \frac{1}{\left( \sum \frac{1}{\lambda^i} + A - E + 1 \right)} \sum \frac{C_{x_i}}{\lambda^i} \quad (3)$$

e

$$\frac{\partial p}{\partial t_v} = \left( \frac{1 + t_s}{1 - t_v} \right) \left( \frac{1}{1 - t_v} \right) \frac{1}{\left( \sum \frac{1}{\lambda^i} + A - E + 1 \right)} \sum \frac{C_{x_i}}{\lambda^i} \quad (4)$$

onde  $A = -c_{x^i x^i}/\lambda(1 - t_v)p_X$  e  $E = -p_{XX}X/p_X$  é a elasticidade da inclinação da curva de demanda inversa. Definindo o “mark upp” como  $\theta = 1/[1 - (1/\varepsilon \sum \frac{1}{\lambda^i})]$  e usando (2), (3) e (4) pode-se concluir que

---

<sup>3</sup>Essa demonstração é francamente inspirada em em Delipalla e O'Donell (2001).

$$\frac{\frac{\partial p}{\partial t_s}}{\frac{\partial p}{p \partial t_v}} = \theta \quad (5)$$

em outras palavras, a razão dos efeitos marginais da alíquota incidente sobre o custo e a alíquota incidente sobre o preço de venda é igual a  $\theta$ , o “mark up” do setor.

Em um mercado com concorrência perfeita,  $\theta$  será igual 1 e os efeitos dos dois tipos de tributação sobre os preços ao consumidor serão idênticos. Por outro lado, em concorrência imperfeita,  $\theta > 1$ , e, assim, o efeito de alíquotas de impostos sobre os custos excedem os efeitos de alíquotas de impostos *ad valorem* sobre os preços ao consumidor por uma proporção igual ao mark-up.

Assim, a adoção da substituição tributária nas bases como a adotada pelo estado de São Paulo, com características de imposto incidente sobre o custo de aquisição das mercadorias, em substituição à antiga sistemática de tributação, mais próxima de um imposto *ad valorem* sobre o preço de venda, deverá ter como consequência um aumento no preço ao consumidor. Na próxima seção propõe-se uma estratégia de estimação desse efeito.

### 3 Impactos da Substituição Tributária sobre o preço ao consumidor

As dificuldades em se estimar o impacto de políticas sobre preços e o bem-estar do consumidor são de várias ordens. Aspectos teóricos e normativos, bem como imperfeições nas unidades de medida são as principais. Analisar o impacto de um imposto é ainda mais complicado, uma vez que instruções normativas específicas para determinados setores ou produtos, impendem, no mais das vezes, que seja dimensionado o real recolhimento do tributo por um agente, ou cadeia de agentes.

Os resultados teóricos obtidos na seção anterior são válidos a se compararem duas situações de equilíbrio, antes e após a mudança na tributação. Em se tratando de análise de séries temporais, no entanto, é necessário dimensionar o período de tempo necessário para que o aumento ou mudança na sistemática de apuração do imposto no início da cadeia produtiva chegue até o consumidor final. A existência de estoques de produtos ao longo da cadeia pode fazer com que o impacto seja diferido por vários meses. Evidentemente, em se tratando de produtos com preço unitário relativamente baixo (comparados à renda do consumidor médio), com grau de necessidade relativamente alto, espera-se que o período de tempo em estoque não seja elevado. Entretanto, por não se tratar de produtos perecíveis em prazo extremamente curto, favorece-se a manutenção de estoques.

Outra dificuldade para o estudo empírico refere-se ao corte no tempo entre “antes e depois”. Apesar do tributo entrar em vigor em uma data em geral bem definida, seus efeitos podem se fazer sentir por muitos períodos após, ou, eventualmente, até mesmo antes, a depender do impacto sobre as expectativas dos agentes. A antecipação dos produtores e vendedores à tributação esperada (expectativa racionais) pode fazer com que um preço aumente, antes mesmo do tributo entrar em vigor; ao passo que a eventual existência de estoques e contratos de longo prazo, podem contribuir para que os preços não se alterem logo após a entrada em vigor da lei.



Finalmente, a associação de mudanças de comportamento em uma série de tempo a um evento específico pode ser enviesada pelo fato de outros eventos ocorrerem ao mesmo tempo (problema de identificação).

Considerando duas regiões que mantenham relações comerciais,  $R$  e  $S$ . Pela lei do preço único aumentada deve valer

$$p_t^R = E \times p_t^S + C_t^{RS}$$

em que  $p^R$  e  $p^S$  são os preços do mesmo bem nas regiões  $R$  e  $S$ , respectivamente,  $E$  é a taxa de câmbio entre as moedas de  $R$  e  $S$  e  $C^{RS}$  representa custos de transação relacionadas à comutação das mercadorias entre as regiões. A lei do preço único tradicional estipula que, para produtos homogêneos, em mercados concorrenciais e com perfeita mobilidade, os custos de transação tendem a zero. Em caso contrário pode-se propor uma função de custo de transação em  $R$  relacionado ao preço do bem em  $S$  da seguinte forma

$$C^{RS} = \bar{C}_t + \bar{c}p_t^S$$

onde  $\bar{C}$  capta custos de transação específicos da localidade  $R$ , não relacionados ao comércio inter-regional (economias ou deseconomias de aglomeração, por exemplo), e  $c$  é um coeficiente de custo específico ao comércio entre as regiões. Em condições de concorrência perfeita,  $c$  tende a zero.

Considerando que dentro de uma mesma região monetária (um mesmo país) a moeda é a mesma e, portanto, a taxa de câmbio é igual a 1, nossa relação entre os preços nas duas regiões fica

$$p_t^R = \bar{C} + (1 + \bar{c})p_t^S \quad (6)$$

Essa relação de longo prazo pode ser impactada em períodos curtos por eventos externos, aleatórios ou não, como sazonalidade regionais, choques aleatórios de oferta ou demanda etc. Assim, uma especificação mais completa e testável de (6) seria,

$$p_t^R = \bar{C} + (1 + \bar{c})p_t^S + \xi_t \quad (7)$$

onde  $\xi$  representa um termo de erro. A estimação econométrica de (7) apresenta os problemas normalmente encontrados na estimação de séries temporais. Especificamente, caso as séries apresentem raiz unitária, a estimação de (7) por Mínimos Quadrados Ordinários poderia ser espúria. Ademais, a mudança de políticas (alteração na forma de tributação, por exemplo) no período de tempo da amostra podem gerar quebras estruturais nos dados, adicionando outros problemas à estimação.

### 3.1 Estratégia de estimação

Se uma série deve ser diferenciada  $d$  vezes antes de tornar-se estacionária, então ela contém  $d$  raízes unitárias e é dita ser integrada de ordem  $d$ , denotada  $I(d)$ . Se as séries de preços  $p_t^R$  e  $p_t^S$  forem ambas  $I(d)$ , em geral, qualquer combinação linear dessas duas séries também será  $I(d)$ . Por exemplo, os resíduos obtidos da regressão de  $p_t^R$  contra  $p_t^S$  serão  $I(d)$ . Se, entretanto, existir um vetor  $\beta$ , tal que o termo de erro da regressão ( $\xi_t = p_t^R - \beta p_t^S$ ) é de menor ordem de integração,  $I(d - b)$ , onde  $b > 0$ , então Engle e Granger (1982) definem  $p_t^R$  e  $p_t^S$  como integradas de ordem  $(d, b)$ . Portanto, se  $p_t^R$  e  $p_t^S$  são ambas  $I(1)$  e  $\xi_t \sim I(0)$ , as duas séries serão cointegradas de ordem  $CI(1, 1)$ .

Na presença de quebras estruturais os testes de co-integração usuais podem gerar resultados imprecisos, podendo-se rejeitar a hipótese de co-integração quando esta deveria

ser aceita. Três abordagens serão adotadas nesse trabalho para testar a cointegração entre as séries de preços  $p^R$  e  $p^S$ : empregar o teste de Gregory e Hansen (1996), indicado para o caso bi-variado; o teste proposto por Lütkepohl, Sakkonen e Trenkler (2004), que generaliza o teste de Johansen e Juselius (1990) para o caso de haver quebra estrutural na série; e, por fim, uma abordagem estrutural, em que se impõe *ad-hoc* a relação de cointegração entre as séries, obtida teoricamente em (7), e testar a existência de quebra estrutural no vetor de cointegração dessa relação.

No procedimento de Gregory e Hansen, um teste de co-integração do tipo de Engle e Granger é proposto para duas variáveis. No caso de uma *dummy* de intercepto, o modelo seria

$$p_t^R = \bar{C} + \delta d_{t\tau} + \beta p_t^S + \xi_t \quad (8)$$

onde  $d$  é uma variável *dummy* tal que

$$d = 0 \text{ se } t \leq \tau \text{ e } d = 1 \text{ se } t > \tau$$

Testa-se a hipótese nula de não-cointegração com quebra estrutural. A abordagem do método de co-integração com quebra estrutural é uma extensão ao teste de raiz unitária com quebra estrutural desenvolvido por Zivot e Andrews (1992). O modelo considera uma única quebra endógena nas relações de co-integração. A data correta de ocorrência da quebra estrutural é identificada a partir da equação de co-integração, em que se avalia todas as possíveis datas com possíveis quebras estruturais identificadas na série em questão. A identificação da quebra estrutural é feita onde o teste estatístico  $t$  apresentar um valor mínimo, ou seja, quando, em termos absolutos, o teste ADF apresentar valor máximo. Deve-se ressaltar que o Gregory e Hansen (1996), tabularam os valores críticos a partir dos valores críticos de MacKinnon (1991), procedimento usado no teste de co-integração de Engle-Granger.

Na abordagem de Lütkepohl, Sakkonen e Trenkler (2004), um teste para a ordem de co-integração é proposto para um sistema de equações auto-regressivas com uma quebra estrutural em data desconhecida. Nesse teste, a quebra estrutural é modelada como um deslocamento e é estimada a partir de um modelo VAR irrestrito. Dois estimadores para a quebra são propostos e os autores derivam suas propriedades assintóticas. A implementação do teste considera um VAR

$$p_t = \mu + \delta d_{t\tau} + x_t \quad (9)$$

onde  $p_t = (p^R p^S)'$  é um vetor de variáveis dependentes auto-regressivas,  $\mu_i$  ( $i = 0, 1$ ) e  $\delta$  são vetores de parâmetros desconhecidos e  $x_t$  tem uma representação VAR( $p$ )

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_q x_{t-q} + \xi_t$$

onde  $A_j$  são matrizes de coeficientes desconhecidos. A representação em um vetor de correção de erros para o processo  $x_t$  é dada por

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{j=1}^{q-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + \xi_t \quad (10)$$

onde  $\Pi = -(I_n - A_1 - \dots - A_q)$  e  $\Gamma_j = -(A_{j+1} + \dots + A_q)$ .

Os autores provam que, nesse contexto, as quebras podem ser estimadas endogenamente a partir de um modelo VAR irrestrito

$$\Delta p_t = v_0 + \delta_1 d_{t\tau} \sum_{j=0}^{q-1} \gamma_j \Delta d_{t-j,\tau} + A_1 p_{t-1} + \dots + A_q p_{t-q} + \xi_t \quad (11)$$

onde  $v_0 = v + \Pi\mu$ ,  $\delta_1 = -\Pi\delta$ ,  $\gamma_0 = \delta - \delta_1$  e  $\gamma_j = \gamma_j^*$ . A data para a quebra estrutural é estimada como

$$\hat{\tau} = \arg \min_{\tau} \det \left( \sum_{t=q+1}^T \hat{\xi}_{t\tau} \hat{\xi}_{t\tau}' \right)$$

onde  $\hat{\xi}_{t\tau}$  são resíduos de regressões de mínimos quadrados. Como é possível que as  $q$  *dummies* de impulso em (11) tornem difícil estimar a verdadeira data de quebra, dado que elas eliminam informações associadas a observações nos períodos em que elas assumem o valor um, os autores ainda propõem estimar a quebra por meio de

$$\Delta p_t = v_0 + \delta_1 d_{t\tau} + A_1 p_{t-1} + \dots + A_q p_{t-q} + \xi_{t\tau}^* \quad (12)$$

onde  $\xi_{t\tau}^* = \sum_{j=0}^{q-1} \gamma_j \Delta d_{t-j,\tau} + \xi_t$ . Nesse caso, a data para a quebra estrutural é estimada como

$$\tilde{\tau} = \arg \min_{\tau} \det \left( \sum_{t=q+1}^T \hat{\xi}_{t\tau}^* \hat{\xi}_{t\tau}^{*\prime} \right).$$

Uma vez estimados os termos deterministas, Lütkepohl, Sakkonen e Trenkler propõem um teste do tipo de Johansen para as variáveis transformadas, da seguinte forma

$$\hat{x}_t = p_t - \hat{\mu}_0 - \hat{\delta} + t\hat{\tau} \quad (13)$$

Os autores provam que o teste de Johansen é válido nessas condições, bem como que suas propriedades assintóticas são preservadas.

Finalmente, em nosso procedimento estrutural, partindo de (7), e conhecendo a relação estrutural entre as séries, é possível construir a relação de co-integração entre elas da forma

$$\frac{p_t^R}{(1 + \bar{c})p_t^S} = \bar{C} \quad (14)$$

de modo que as séries deveriam apresentar uma relação estável ao longo do tempo. Como se assume que as séries são co-integradas, essa relação pode ser estimada por uma regressão de mínimos quadrados da forma

$$\frac{p_t^R}{(1 + \bar{c})p_t^S} = \bar{C} + \xi_t \quad (15)$$

Pode-se testar a quebra nessa relação a partir de um teste de estabilidade dos resíduos de (15), como o teste de Quandt-Andrews que estima por iteração um ponto de quebra desconhecido.

### 3.2 Dados utilizados

Para a análise aqui apresentada tomou-se a série do IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo), índice que é calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

- IBGE órgão oficial de estatística do Brasil, para famílias que ganham até 40 salários mínimos, em 9 regiões metropolitanas do país. Pela sua amplitude, esse índice também é adotado como indicador oficial para acompanhamento da inflação para efeito da política de metas de inflação do Banco Central. Esse indicador tem um sub-grupo denominado “Produtos farmacêuticos”. Embora tenha havido mudanças na classificação de produtos do IPCA, a partir de julho/06, o sub-grupo “Produtos farmacêuticos” é frequente na estrutura de coleta de preços do IPCA para o período considerado no estudo (janeiro/2004 a junho/2010), o que não comprometeu o encadeamento da série nesse período <sup>4</sup>.

O gráfico 1 reporta a evolução do preço de produtos farmacêuticos para a região metropolitana de São Paulo. Os preços em abril de 2010 encontram-se, em média 37% acima dos preços do período base (janeiro/2004). Quase metade dessa expansão foi devida aos aumentos entre os anos de 2004 e 2006. Os anos seguintes apresentaram variações menos pronunciadas, mas mais sistemáticas.

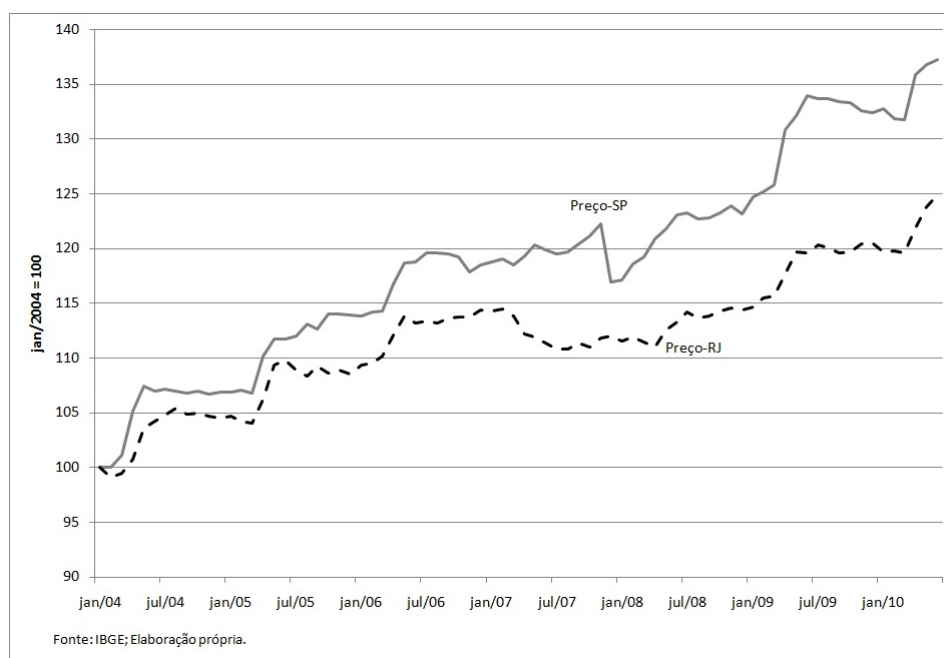


Figura 1: Séries de preços de produtos farmacêuticos das regiões metropolitanas de São Paulo e Rio de Janeiro; 2004:01 a 2010:06

A título de comparação, no gráfico também é possível ver a evolução de preços para os mercados da região metropolitana do Rio de Janeiro. Essa região é tomada como comparação, pois, dentre as regiões pesquisadas pelo IBGE para o cálculo do IPCA, foi a que primeiro estabeleceu convênio com a Secretaria da Fazenda do estado de São paulo. Nota-se que, ao término das séries, os preços de produtos farmacêuticos na região de São Paulo encontram-se acima do preço da região metropolitana do Rio de Janeiro, embora as séries pareçam apresentar tendência similar nos anos iniciais, ao menos até meados de 2007. Em outras palavras, algum choque ocorreu nesse período que deslocou, aparentemente de

<sup>4</sup>Períodos posteriores não foram incorporados, pois estava em discussão no governo do estado, nova alteração na forma de cálculo do tributo, o que poderia representar outra quebra na série. Tal mudança de fato ocorreu a partir de janeiro de 2011.

forma permanente, para cima o comportamento dos preços de produtos farmacêuticos na região de São Paulo em relação aos preços no Rio de Janeiro.

## 4 Resultados

### 4.1 Testes de raiz unitária

A tabela 1 reporta os resultados para os testes de raiz unitária nas séries de preços de São Paulo e do Rio de Janeiro. Foram empregados os testes convencionais ADF e de Phillips-Perron. Em ambos os testes não se rejeita a hipótese nula de raiz unitária nas séries. Entretanto, como nosso objetivo é investigar a existência de quebra estrutural na relação entre essas séries, o teste de Zivot-Andrews (1992) é também reportado. Nesse teste, uma quebra estrutura é incluída, endogenamente. As datas estimadas para as quebras também são reportadas. Nota-se que, para a série de preços de São paulo, uma quebra estrutural foi estimada em 2007:12, enquanto que para a série de preços do Rio de Janeiro a quebra estimada é em 2009:01. Também nesse teste não se rejeita a hipótese de raiz unitária para as séries.

Tabela 1: Testes de Raiz Unitária

Variável	Defasagem	Estatística do Teste					
		ADF		Phillips-Perron		Zivot-Andrews	
Preço - SP	1	-2.4953	***	-2.7330	***	-4.0501	**
Quebra						[2007:12]	
Preço - RJ	1	2.2359	***	2.6986	***	-3.4405	**
Quebra						[2009:01]	

\*\*\* significativo a mais de 10%

\*\* significativo a mais de 5%

Fonte: Elaboração própria

Desse modo, dado que as séries são  $I(1)$  pode-se testar a existência de uma relação de longo prazo entre elas. Os resultados para os testes de co-integração com quebra estrutural são reportados na seção seguinte.

### 4.2 Testes de co-integração com quebra estrutural

Na tabela 2 encontram-se os resultados para o teste de Gregory-Hansen (1996). Os testes são conclusivos em aceitar uma quebra estrutural entre os meses 2007:05 e 2007:08. De fato, foi durante esse período que o governo do estado de São Paulo retomou a sistemática de recolhimento dos impostos sobre produtos farmacêuticos por meio da Substituição Tributária, bem como as tratativas de acordo com o governo do Rio de Janeiro. Para os testes realizados sobre os modelos relacionando preços paulistas com os das regiões metropolitanas do Rio de Janeiro, o coeficiente associado à variável “dummy” de quebra estrutural é positivo e significativo, indicando um aumento sobre o preço de produtos farmacêuticos em São Paulo de 3,3 a 3,8 p. p. Os resultados para o termo constante e o preço da outra região são consistentes com a teoria.

Tabela 2: Resultados do Teste de Gregory-Hansen

Critério de seleção	ADF	PP
t-stat	-5.0410	
Lag	3	
Za-stat		-40.9088
Zt-stat		-5.1039
<hr/>		
Variável Dependente:	Preço - SP	
<hr/>		
Variáveis		
Constante	-38.5169 (4.6949)	-36.3527 (4.0409)
Preço - RJ	1.3942 (0.0432)	1.3719 (0.0372)
Dummy	3.3188 (0.5008)	3.7747 (0.4277)
Quebra	2007M08	2007M05
<hr/>		
R2	0.971	0.978
R2-ajustado	0.971	0.977
SE regres	193.70	150.68
F	1273.14	1647.36
Prob > F	0.000	0.000

Fonte: Elaboração própria.

A tabela 3 reporta os resultados para o teste de co-integração com quebra estrutural de Lütkepohl, Sakkonen e Trenkler (2004). Esse teste também é conclusivo quanto a existência de uma quebra estrutura em 2007:04. A estimativa para a *dummy* de quebra, é de que, a partir dessa data, o preço dos produtos farmacêuticos no Rio de Janeiro é cerca de 1,4 p.p. menor que em São Paulo, embora a *dummy* para o modelo cuja variável dependente são os preços em São Paulo não seja significativa. Os coeficientes sugerem a existência de relação de longo prazo entre as variáveis, como era esperado pela lei do preço único.

Finalmente, impondo uma relação estrutural de co-integração entre as variáveis, compatível com a lei do preço único em sua versão original (ou seja, assumindo que não existam custos de transação, o que faria com que os preços fossem iguais entre as regiões) estimou-se a regressão (15). Sobre os resíduos dessa regressão aplicou-se o teste de Quandt-Andrews para quebra estrutural. Os resultados são reportados na tabela 4. Mais uma vez, existe evidência de quebra estrutural na relação entre os preços das duas regiões em 2007:04. Por essa abordagem, o coeficiente da *dummy* de intercepto a partir dessa data sugere que os preços em São Paulo encontram-se 5,5 p.p acima dos preços do Rio de Janeiro.

Tabela 3: Resultados do Teste de Lütkepohl, Sakkonen e Trenkler (2004)

H0: posto = k	Estat Traço	p-valor	Estat. Max auto-valor	p-valor
k = 0	35,9824	0,000	0.316946	0.0002
k = 1	6,6315	0,147	0.082519	0.1473
Coeficientes de cointegração normalizados: 1 equação de cointegração				
	Preço - SP	Preço - RJ	Constante	
	1,0000	-1,3794*** (0,0529)	37,8001*** (5,7307)	
Coeficientes de ajustamento: 1 equação de cointegração				
	Preço - SP	Preço - RJ		
	0,0167 (0,1179)	0,3411*** (-0,0707)		
Quebra estrutural [2007:04]				
	Preço - SP	Preço - RJ		
	0,4016 (0,5547)	-1,1371*** (0,3326)		

MacKinnon, Haug e Michelis (1999) p-values.

\*\*\*Significativos a 10%.

Erros padrões entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 4: Resultados do teste estrutural

Teste de Quandt-Andrews para quebra estrutural		
H0: não há quebra estrutural nos dados		
	Valor	Prob*
Máxima estat-F LR (2007:04)	229,948	0,0000
Máxima estat-F Wald (2007:04)	229,948	0,0000
Exp estat-F LR	111,231	0,0000
Exp estat-F Wald	111,231	0,0000
Med estat-F LR	108,067	0,0000
Med estat-F Wald	108,067	0,0000
Variável Dependente:	Preço - SP / Preço RJ	
Variáveis		
Constante	1,0336 (0,0026)	
Dummy	0,0556 (0,0037)	
Quebra	2007:04	
R2	0,752	
R2-ajustado	0,748	
SE regres	0,02	
F	229,95	
Prob > F	0,000	

\*Probabilidades calculadas de acordo com Hansen (1997).

Fonte: Elaboração própria.

### 4.3 Teste de robustez

A título de teste de robustez, as três abordagens foram também aplicadas para a série de preços composta pelas regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre. Essas são as regiões metropolitanas mais próximas a São Paulo, e também aquelas de mais fácil acesso. Por isso, são regiões para as quais o pressuposto da lei do preço único pode ser adotado sem maiores dificuldades. Para composição da série utilizou-se os mesmos pesos adotados pelo IBGE para a composição do IPCA, reponderados para somar a unidade. A tabela 5 reporta os resultados dos testes.

Tabela 5: Testes de Robustez

Teste de Gregory-Hansen				
Critério de seleção		ADF	PP	
t-stat(ADF)		-5,0410		
Lag(ADF)		3		
Za-stat (PP)			-40,9088	
Zt-stat (PP)			-5,1039	
Variável Dependente:		Preço - SP	Erro Pad	
Variáveis				
Constante			-83,4381	(18,9106)
Preço - BHCTPA			1,9141	(0,1847)
Dummy			-9,0542	(2,4151)
Quebra	2007M05			
R2			0,825	
R2-ajustado			0,820	
SE regres			1185,31	
F			176,68	
Prob > F			0,000	
Teste de Lütkepohl, Sakkonen e Trenkler				
H0: posto =	Estat Traço	(P-valor*)	Estat Max auto valor	(P-valor*)
k				
k = 0	0,2388	0,0022	0,2388	0,0037
k = 1	0,0369	0,0889	0,0369	0,0889
Coeficientes de co-integração normalizados: 1 equação de co-integração				
Preço - SP	1,0000	Preço - BHCTPA	Constante	
			-1,4746**	44,7045
			(0,0737)	
Coeficientes de ajustamento: 1 equação de co-integração				
Preço - SP	-0,4376	Preço - BHCTPA	-0,0625	
	(0,0993)		(0,0441)	
Quebra estrutural [2009:04]				
Preço - SP	2,4695	Preço - BHCTPA	0,3143**	
	(0,5881)		(0,2612)	
Teste de Quandt-Andrews				
H0: não há quebra estrutural nos dados				
		Valor	Prob*	
Máxima estat-F LR (2007:04)		154,7868	0,0000	
Máxima estat-F Wald (2007:04)		154,7868	0,0000	
Exp estat-F LR		73,43074	0,0000	
Exp estat-F Wald		73,43074	0,0000	
Med estat-F LR		74,07221	0,0000	
Med estat-F Wald		74,07221	0,0000	
Variável Dependente:	Preço - SP / Preço BHCTPA	Erro Pad		
Variáveis				
Constante		1,0563	(0,0027)	
Dummy		0,0755	(0,0061)	
Quebra	2009:04			
R2		0,670692		
R2-ajustado		0,666359		
SE regres		0,021123		
F		154,7868		
Prob > F		0		

\*MacKinnon, Haug e Michelis (1999) p-values.

\*\*Probabilidades calculadas de acordo com Hansen (1997).

A série de preços de referência também apresenta RU pelos testes empregados no trabalho.

Fonte: Elaboração própria.

Também neste caso os resultados sugerem a existência de quebra estrutural nas séries e em sua relação de longo prazo. No entanto, a data estimada localiza-se entre 2009:04 e 2009:05. A despeito de ser possível que outros fatores, que não a ST, expliquem a quebra identificada neste caso, acredita-se que os efeitos também aqui são devidos à nova sistemática de tributação. Os coeficientes estimados, empregando-se as três abordagens, sugerem que os preços em São Paulo, após a quebra estrutural, são sistematicamente



maiores que nas outras localidades. E não se identifica nenhum outro fator, a não ser a mudança na forma de arrecadação no estado de São Paulo, que tenha impactado os preços dos medicamentos no estado, e não nas outras localidades.

## 5 Conclusões

Nesse tabalho foram estimados os impactos da substituição tributária sobre produtos farmacêuticos do estado de São Paulo. Nota-se que o apelo arrecadador, representado pelo instituto da Substituição Tributária (ST), tem prevalecido sobre os princípios de eficiência e equidade da tributação. A aplicação da ST provoca, em princípio, incentivos a aumentos de preços, o que representa uma participação maior do estado sobre a atividade econômica. O mecanismo de revisão de margens de valor agregado (pesquisas de tempo) não assegura a redução na carga tributária, uma vez que essas pesquisas serão feitas em um ambiente com a ST vigente (e seu incentivo a preços maiores), reduzindo a possibilidade de revisão das margens fixadas no futuro.

A fixação de preços máximos, no caso de preços de medicamentos controlados, estabelece um teto a partir do qual o repasse da tributação para o produto final não é mais possível. Caso o preço de mercado antes da tributação seja inferior ao máximo, após a tributação a firma poderá aumentar preços até esse limite, a depender do seu poder de mercado - dado pelas condições de demanda vigentes. Caso a demanda permita que o repasse do aumento de preços provocado pela tributação seja menos que proporcional ao aumento dos impostos, a tributação contribuiria para aumentar os preços, reduzir a quantidade demandada, aumentar a escala das firmas e reduzir o número de empresas no mercado.

A mensuração desse impacto apresenta muitas complicações práticas. Nesse trabalho, um modelo de co-integração entre preços regionais de produtos farmacêuticos é proposto. O impacto da tributação é modelado como uma quebra estrutural na série de preços paulistas em relação à série da região de referência (Rio de Janeiro). Os testes sugerem a existência de quebra estrutural, associada à mudança na política tributária do estado, entre 2007:04 e 2007:08, período em que o estado reiniciava o procedimento de arrecadação por substituto tributário. Quando comparado ao preço das regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre, a série de preços de produtos farmacêuticos paulistas apresentou uma quebra estrutural entre os meses de 2009:04 e 2009:05, com preços paulistas sistematicamente superiores ao da região de referência após a quebra. Embora a quebra identificada seja mais recente, também nesse caso credita-se à ST o aumento nos preços, dado que nenhum outro fator estrutural do setor tenha impactado apenas o estado de São Paulo.

Entende-se que esses resultados devem ser confirmados por novos testes no futuro, mas, ainda assim, suas predições de política são claras quanto aos efeitos negativos da ST para os consumidores, sobretudo em se tratando de produtos essenciais. Ademais, os resultados aqui reportados também podem se somar a tantos outros no sentido de endossar as críticas ao modelo federativo de tributação em vigência no Brasil.

## 6 Referências bibliográficas

- ATKINSON, A. B.; STIGLITZ, T. Lectures on public economics. New York: Macmillan, 1980.
- CAVALCANTI, C.; S. PRADO, Aspectos da guerra fiscal no Brasil, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA/Fundação do Desenvolvimento Administrativo -FUNDAP.1998.
- DELIPALLA, S.; O. O'DONNELL Estimating tax incidence, market power and market conduct: The European cigarette industry. *International Journal of Industrial Organisation*. 19(6), 885-908, 2001.
- DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, vol. 49, n. 4, 1981, pp: 1057-1072.
- ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. New York: Wiley, 2004.
- ESTADO DE SÃO PAULO. Portaria CAT - 16, de 23-1-2009. *Diário Oficial do Estado de São Paulo*, 24/01/2009, n. 16, p. 10, sec. 1.
- GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*. 70, 99-126, 1996.
- HAMILTON, James D. *Time series analysis*. Princeton University Press. 1994.
- HANSEN, B. E. Approximate asymptotic p-values for structural change tests. *Journal of Business and Economic Statistics*. 15(1), 60-67, 1997.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, 169-209, 1990.
- LÜTKEPOHL, H.; SAIKONNEN, P.; TRENKLER, C. Testing form the cointegration rank or a VAR process with level shift at unknown time. *Econometrica*, 72(2), p: 647-662, 2004.
- MACKINNON, James G.; HAUG, Alfred A.; MICHELIS, Leo. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563-577, 1999.
- MACKINNON, James. Critical values for cointegration tests. In ENGLE, R. F; GRANGER, C. W. J. (eds.) *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. Oxford: Oxford University Press, 1991.
- MUGSGRAVE, R.; MUSGRAVE, P. B. *Public finance in theory and practice*. New York: McGraw Hill, 1973.
- PHILLIPS, Peter C. B.; PERON, P. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, vol. 75, 1998, pp: 335-346.
- REZENDE, F. *Finanças Públicas*. 2 ed. São Paulo: Atlas, 2001.
- STERN, N. H. The effects of taxation, price control and government contracts in oligopoly and monopolistic competition. *Journal of Public Economics*, 53, 53-71, 1987.
- STIGLITZ, J. *Economics of public sector*. 3 ed. New York: Norton, 2000.
- SUITS, D.A.; MUSGRAVE, R. A. Ad valorem an unit taxes compared. *Quarterly Journal of Economics*. 67(4), 598-604, 1953.
- VIOL, A. L. O fenômeno da competição tributária: aspectos teóricos e uma análise do caso brasileiro. IV Prêmio BNDES de Monografia. 1999.
- VIOL, A. L.; VERDI, M. F.; RODRIGUES, J. J. A Progressividade no Consumo: Tributação Cumulativa e sobre o Valor Agregado. MINISTÉRIO DA FAZENDA. 2002. ZIVOT, E.; ANDREWS, D. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the

Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*. July, 1992, 10(3): 251-270.