

**UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA  
MESTRADO EM ECONOMIA DO SETOR PÚBLICO**

# **Imposto de Importação e Evasão Fiscal: Evidências no Comércio entre Brasil e Estados Unidos da América**

**Carlos Antonio Silva dos Santos**

**Dissertação de Mestrado**

**Orientadora:** Prof<sup>a</sup> Dra. Maria da Conceição S. de Sousa  
**Banca Examinadora:** Prof<sup>a</sup> Dra. Maria Eduarda Tannuri Pianto  
Prof. Dr. Donald Mathew Pianto

**Julho/2005**

Aos meus pais, Rita e Antonio Carlos, fonte inesgotável de incentivo e inspiração.

# Agradecimentos

À Professora Conceição, por sua orientação e estímulo. Aos Professores Donald e Maria Eduarda, pelos valiosos comentários.

À minha namorada, Grazielle, pela compreensão e apoio nos momentos mais difíceis.

Aos meus irmãos, Davi e Simone, pelo incentivo.

Aos meus colegas de turma pela agradável e profícua convivência.

Aos meus colegas de trabalho pela compreensão e apoio durante o Mestrado e ao longo da elaboração da dissertação.

Ao Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior por ter acreditado em minha capacidade e subvencionado o curso.

Enfim, a todas as pessoas que contribuíram, direta ou indiretamente, para a realização deste sonho.

## Resumo

O objetivo deste trabalho é, dado um nível de *enforcement* governamental, verificar a existência de uma relação determinística entre alíquota do imposto de importação e sonegação fiscal nas importações. Para tanto, a partir das divergências dos dados de exportação na origem (exportações norte-americanas destinadas ao Brasil) e importação no destino (importações brasileiras oriundas dos EUA), é construída uma variável que serve de *proxy* para sonegação fiscal nas importações (*gap* de evasão). Para verificar a relação entre este *gap* de evasão e o nível da alíquota do imposto de importação são construídas *cross sections* para os anos de 1998, 1999, 2000, 2001, 2002 e 2003, cujas unidades de observação são os produtos que compõem a pauta comercial, ao nível de 6 dígitos da NCM. Estas *cross sections* são submetidas a estimações por meio do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Os resultados obtidos indicam, ao nível de significância de 1%: (i) uma relação positiva entre alíquota e *gap* de evasão (0,17), o que caracteriza a existência de sonegação via subfaturamento de importações; (ii) uma relação negativa entre alíquota do produto similar e o *gap* de evasão do produto considerado (-0,20), sugerindo a existência de sonegação via classificação incorreta de produtos; e (iii) uma relação positiva entre participação do produto no comércio e *gap* de evasão. Estes resultados corroboram os resultados teóricos apresentados por Allingham e Sandmo (1972) e os resultados empíricos apresentados por Fisman e Wei (2004).

## **Abstract**

The objective of this dissertation is to identify the relationship between import tax rates and import tax evasion. By its very nature, tax evasion is difficult to observe. So, in this paper, we use as a proxy for tax evasion the difference between the values of exports on the source (United States) and imports on the destiny (Brazil), hereafter denominated evasion gap. In order to investigate the relationship between evasion gap and tariff rates, we build up cross sections for 6 years (1998, 1999, 2000, 2001, 2002 e 2003) and a panel data, for the same period. As the data are available at a very disaggregated product level, we can measure evasion quite accurately. Matching up this evasion gap with the tariff schedule at the product level, we examine the effect of tax rates on tax evasion. The results of the estimations, at a significance level of 1%, are: (i) a positive relation between tariff and gap evasion (0,17); (ii) a negative relation between the similar product tariff and evasion gap (-0,20); and (iii) a positive relation between the product participation on the total trade and evasion gap. These results confirm the economic theory of tax evasion (Allingham and Sandmo (1972)) and the empirical results obtained, recently, by Fisman and Wei (2004).

# Sumário

<b>Introdução.....</b>	<b>9</b>
<b>1 Conceitos Básicos Sobre Sonegação.....</b>	<b>11</b>
1.1 Sonegação e Governo.....	11
1.2 Custo da Administração Tributária.....	11
1.3 Sonegação/Evasão, Elisão e Efeito Substituição.....	12
<b>2 Evasão e Elisão Fiscal: Modelos Teóricos e Evidências Empíricas.....</b>	<b>15</b>
2.1 Arcabouço Geral.....	15
2.2 O Modelo Básico de Allighan – Sandmo (A-S).....	16
2.3 O Modelo Expandido de A-S e Yitzhaki (A-S-Y).....	18
2.4 Um Modelo Geral para Evasão e Elisão (Mayshar).....	20
2.5 Outras Variações do Modelo A-S-Y.....	21
2.6 Determinantes da Evasão Fiscal: Evidências Empíricas.....	23
2.6.1 A Problemática da Mensuração.....	23
2.6.2 Alíquotas, <i>Enforcement</i> , e Sonegação: Alguns Resultados Empíricos.....	24
2.6.3 Comércio Internacional e Evasão Fiscal: O Modelo de Fisman e Wei (2004).....	25
<b>3 Imposto de Importação e Sonegação: Uma Investigação do Caso Brasileiro.....</b>	<b>28</b>
3.1 Base de Dados, Principais Variáveis e Estatísticas Descritivas.....	29
3.2 O Modelo Econométrico.....	37
3.3 Apresentação dos <i>Outputs</i> das Estimações dos Cortes Seccionais ( <i>Cross Sections</i> ).....	38
3.4 Análise dos Resultados das Estimações dos Corte Seccionais ( <i>Cross Sections</i> ).....	43
3.5 Apresentação e Análise dos <i>Outputs</i> das Estimações dos Dados de Painel ( <i>Panel Data</i> )	48
<b>Conclusão.....</b>	<b>52</b>

## Lista de Tabelas

Tabela 1	Valor Total de Exp_EUA_BRA e Imp_BRA_EUA.....	31
Tabela 2	Estatísticas Descritivas, por ano, das Principais Variáveis.....	32
Tabela 3	Alíquota do II <i>Versus Gaps</i> de Evasão.....	37
Tabela 4	<i>Outputs</i> da Regressão por MQO Referentes à Equação (13).....	39
Tabela 5	<i>Outputs</i> da Regressão por MQO Referentes à Equação (14).....	40
Tabela 6	<i>Outputs</i> da Regressão por MQO Referentes à Equação (15).....	41
Tabela 7	<i>Outputs</i> da Regressão por MQO Referentes à Equação (17).....	42
Tabela 8	Outputs da Regressão por MQO, Incorporando o Estimador de White, Referentes à Equação (17).....	44
Tabela 9	<i>Outputs</i> da Estimação do <i>Panel Data</i> , Efeitos Fixos e Aleatórios.....	50
Tabela 10	Resultado do Teste de Hausman.....	50

## Lista de Figuras

Figura 1	Histograma de Tax_MED, 1998.....	33
Figura 2	Histograma de Tax_MED, 1999.....	33
Figura 3	Histograma de Tax_MED, 2000.....	33
Figura 4	Histograma de Tax_MED, 2001.....	34
Figura 5	Histograma de Tax_MED, 2002.....	34
Figura 6	Histograma de Tax_MED, 2003.....	34
Figura 7	Dispersão dos pontos formados por <i>Exp_MED</i> e <i>GAP</i> , 1998.....	35
Figura 8	Dispersão dos pontos formados por <i>Exp_MED</i> e <i>GAP</i> , 1999.....	35
Figura 9	Dispersão dos pontos formados por <i>Exp_MED</i> e <i>GAP</i> , 2000.....	35
Figura 10	Dispersão dos pontos formados por <i>Exp_MED</i> e <i>GAP</i> , 2001.....	36
Figura 11	Dispersão dos pontos formados por <i>Exp_MED</i> e <i>GAP</i> , 2002.....	36
Figura 12	Dispersão dos pontos formados por <i>Exp_MED</i> e <i>GAP</i> , 2003.....	36



## Introdução

Muitas das análises sobre tributação, que orientam as decisões dos agentes públicos, presumem que a arrecadação pode ser apurada e coletada sem custos. Contudo, quando tal assunção é confrontada com a realidade, torna-se patente sua fragilidade. Por exemplo, conforme Slemrod e Yitzhaki (2002), no ano de 1996, a Receita Federal Norte-Americana estimou que aproximadamente 17% do imposto de renda devido não foi pago. Além disso, para o mesmo ano, no mesmo país, Slemrod (1996) estimou em 10% do valor total recolhido aos cofres públicos como custo de arrecadação. Pritchett e Sethi (2004) estimaram entre 44% e 87% a relação entre alíquota efetiva e oficial do imposto de importação, para um conjunto de países subdesenvolvidos. Tendo isso, qualquer análise tributária realista não deve deixar de lado considerações sobre evasão e elisão fiscal e custo de administração do sistema tributário.

Sob esta ótica, fica claro que os modelos básicos de tributação e suas conclusões precisam ser ajustados para contemplar estas variáveis, permitindo assim uma análise mais realista. No meio acadêmico, já vem sendo feito a algum tempo, um grande esforço no sentido de realizar este ajuste. Bird (1983), Mansfield (1988), Casanegra de Jantscher (1990) e Tanzi e Pellechi (1997) são sumários que apresentam as principais questões práticas relacionadas com a interação entre política tributária e administração tributária.

É neste contexto de buscar qualificar e quantificar aquilo que os modelos básicos de tributação não contemplam, que se insere esta dissertação. Mais especificamente, o foco centra-se na evasão fiscal nas importações brasileiras, tendo como objetivo principal identificar a existência de uma relação determinística entre o nível da alíquota do imposto de importação e evasão fiscal.

Para tanto, tomar-se como medida de evasão fiscal nas importações as discrepâncias (*gaps* de evasão) entre os valores reportados na origem (exportações do país A, para o país B) e no destino (importações feitas pelo país B, oriundas do país A), considerando um elevado nível de desagregação do código tarifário para um mesmo período de tempo (*cross-section*). Em seguida, são relacionados os *gaps* de sonegação observados com as alíquotas do imposto de importação, específicas de cada produto, verificando se existe alguma correlação entre evasão e as alíquotas.

Para desenvolver a idéia acima e apresentar os resultados obtidos, este trabalho está organizado em 4 capítulos, excluindo-se a presente Introdução. O Capítulo 1 apresenta as principais questões conceituais relativas ao debate teórico e acadêmico sobre sonegação fiscal. O capítulo 2, inicialmente, desenvolve os principais modelos teóricos que tratam do tema para, em seguida, discutir as dificuldades inerentes à análise empírica da evasão e apresentar os resultados de diversos trabalhos empíricos sobre o tema, ressaltando a evolução da linha de pesquisa que culminou com a metodologia adotada neste trabalho. No Capítulo 3 é desenvolvida a proposta de trabalho acima apresentada, qual seja: o estudo empírico da evasão fiscal nas importações brasileiras oriundas dos EUA. São apresentados, de maneira detalhada; a intuição por trás da metodologia proposta; os dados e suas fontes; o ferramental e os modelos econométricos utilizados; e a análise dos resultados obtidos. Finalmente, na Conclusão, é feito um apanhado das principais conclusões depreendidas da análise feita no Capítulo 3.

# Capítulo 1

## Conceitos Básicos Sobre Sonegação

### 1.1 Sonegação e Governo

É importante ter em mente que a sonegação é um crime econômico com características especiais. Primeiro, a sonegação é uma fraude cometida contra um agente econômico muito especial: o governo. O governo é o agente econômico que tem o poder de estabelecer as regras do jogo e impor o seu cumprimento. É ele quem estabelece a estrutura tarifária, quem tem o controle sobre as instituições responsáveis pelo recolhimento dos tributos e pela aplicação de penalidades no caso de sonegação.

Segundo, a sonegação é permeada por uma assimetria de informação entre os agentes envolvidos, contribuintes e governo. O governo não sabe exatamente qual a base de incidência do tributo. Por outro lado, o contribuinte não sabe qual é a real capacidade do governo detectar a sonegação e impor penalidades. Diante disso o conhecimento, ou a falta de conhecimento, por parte dos agentes é variável determinante, a ser considerada pelo governo, no momento de definição da estrutura e da administração tarifária.

Sendo assim, política tributária, estrutura tarifária, administração tarifária e sonegação são temas quase que inseparáveis. Além do mais, dependendo da forma que os crimes econômicos tomem – sonegação, contrabando, corrupção, entre outros – muito pode ser dito sobre o tipo de sociedade, estrutura econômica ou sistema legal que se deseja estudar.

### 1.2 Custo da Administração Tributária

O custo da administração tributária é um tema antigo, que remete a Adam Smith (1776). Para este autor uma das características primordiais de um bom sistema tributário é o seu baixo custo de administração. Segundo Sandmo (2004), na moderna teoria da tributação os custos do sistema tributário estão associados com as distorções criadas por uma determinada alíquota no mecanismo de preços competitivos, sendo negligenciado os custos diretos inerentes à tributação.

No tocante ao governo, a administração tributária implica em diferentes custos por parte da autoridade fiscal, relacionados, por exemplo, com a definição das responsabilidades dos

contribuintes, a avaliação dos resultados obtidos, a fiscalização dos sonegadores e outras. Já na esfera do contribuinte pessoa física, o custo da administração tributária se caracteriza, por exemplo, no tempo gasto para tomar conhecimento da suas obrigações e preencher formulários. Quanto às pessoas jurídicas, serve como exemplo de custo relacionado com a administração tributária as despesas com a montagem de departamentos tributários, dentro das empresas, e/ou a contratação de escritórios de contabilidade.

Neste contexto, é importante observar que estes custos variam de indústria para indústria, entre os diferentes tipos de negócios e de ocupações pessoais. Sendo assim, é razoável imaginar que as escolhas dos indivíduos são afetadas por estes diferentes custos. Por exemplo, alguém que tem de decidir entre abrir o próprio negócio ou aceitar um cargo executivo em uma grande empresa, certamente terá sua escolha influenciada pelos custos de administração tributária, uma vez que estes influenciarão a sua rentabilidade. Diante desta constatação, considerando que o sistema econômico é a soma dos indivíduos, os custos da administração tributária afetam a forma como os negócios e as pessoas se estruturam economicamente, uma vez que afetam a taxa de lucro, o nível de investimento e o salário.

### **1.3 Sonegação/Evasão, Elisão e Efeito Substituição**

No intuito de evitar qualquer confusão conceitual, é muito importante distinguir evasão/sonegação fiscal e elisão fiscal. Uma forma simples e objetiva de fazer esta distinção é através da característica jurídica implícita em cada um dos termos: a elisão é uma prática legal enquanto a evasão é ilegal.

Quando o contribuinte deixa de declarar parte de sua renda tributável ele realiza uma atividade ilegal, sonega imposto, tornando-se susceptível as sanções estabelecidas pela lei. Ou seja, quando pratica sonegação (evasão) o contribuinte preocupa-se com a possibilidade de sua ação ser detectada pelas autoridades governamentais. Por outro lado, a elisão encontra amparo na legislação, consistindo no aproveitamento pelo contribuinte de “brechas” na legislação tributária que permitem que suas obrigações fiscais sejam minimizadas. Por exemplo, converter renda do trabalho em renda de capital, que é tributada a uma alíquota inferior, é um caso clássico de elisão fiscal. Ao praticar a elisão o contribuinte não tem de se preocupar em ocultar seu comportamento. Pelo contrário, em muitos casos, é imperativo que o contribuinte comprove sua transação, de forma a garantir a redução tarifária desejada.

Sendo a elisão fiscal uma prática legal, como diferenciar esta da reação do contribuinte a um aumento de tarifas, que afeta os preços relativos e modifica a quantidade demandada e ofertada? Suponha que um aumento das tarifas implique no aumento dos preços das passagens aéreas, fazendo com que um indivíduo viaje menos de avião e mais de trem, ou que um aumento na alíquota do imposto de renda implique em uma diminuição de suas horas trabalhadas. Este indivíduo, ao assumir este comportamento, está praticando elisão? Se considerado, de forma simplista, que a preocupação do legislador não vai além das conseqüências legais da política tributária, a resposta seria não. Porém, na prática, é difícil saber qual a real intenção dos políticos.

Em geral, estimativas oficiais sobre o efeito renda das mudanças de tarifa consideram que a base de incidência do imposto é constante, sugerindo que os políticos tomam decisões assumindo uma elasticidade preço igual a zero. Neste contexto, um aumento das tarifas que implique em uma redução nas quantidades demandadas e ofertadas e, conseqüentemente, em um nível de arrecadação inferior àquele estimado pelo governo, poderia ser classificado como um tipo especial de elisão, uma vez que é fruto de mudanças nas escolhas dos indivíduos em reação as mudanças nos preços relativos, o que não é ilegal. Fica claro, então, que a definição legalista não é capaz de distinguir entre elisão fiscal e os efeitos da mudança nos preços relativos.

Slemrod e Yitzhaki (2002), na tentativa de estabelecer uma distinção econômica entre elisão e efeito substituição, argumentam que; o efeito substituição, decorrente de mudanças na estrutura tarifária, implica mudanças na cesta consumo dos indivíduos, em reação a alteração dos preços relativos dos bens; por outro lado, tanto a elisão quanto a sonegação consistem em ações que não mudam a cesta de consumo do indivíduo, uma vez que os preços relativos não são alterados, tendo, ainda, um outro efeito colateral, o aumento da renda disponível para consumo, relativa ao imposto que deixou de ser recolhido.

Do ponto de vista moral, também não parece existir razões para se preocupar em distinguir sonegação e elisão fiscal, mesmo porque grande parte da população tem dificuldade em diferenciar estas práticas. Um pintor que trabalha no mercado informal e recebe seus vencimentos à margem do sistema tributário, legalmente é considerado sonegador, mas não moralmente. Por outro lado, um grande investidor que contrata uma consultoria para realizar o seu planejamento tributário e reduzir a sua carga fiscal, não pratica nenhuma ilegalidade, contudo sua conduta pode ser moralmente questionada. Ou seja, a linha divisora do que é moralmente certo ou errado, nem sempre coincide com aquela que divide o que é legal ou ilegal.

No âmbito deste trabalho o seu objetivo é enfatizar os aspectos analíticos comuns dos diversos trabalhos sobre sonegação e elisão. Além do mais, é importante ter em mente, quando considerado os trabalhos teóricos sobre sonegação e elisão, que uma das hipóteses básicas dos modelos é que o contribuinte sempre deseja esconder suas ações da autoridade tributária.

## Capítulo 2

# Evasão e Elisão Fiscal: Modelos Teóricos e Evidências Empíricas

Como já dito anteriormente, o sistema tributária de qualquer país é afetado, em maior ou menor nível, pela prática da evasão e/ou da elisão fiscal. Sendo assim, é esperado que os modelos teóricos de tributação incorporem em suas estruturas analíticas e conclusões tais práticas. Neste contexto, o objetivo deste capítulo é apresentar os modelos teóricos básicos de sonegação e elisão fiscal, que tratam o tema como parte do problema de tomada de decisão do indivíduo. Também será feita menção as principais variações do modelo teórico básico e a alguns trabalhos empíricos sobre o tema.

### 2.1 Arcabouço Geral

A maior parte da teoria econômica sobre sonegação enfrenta o assunto como parte do problema de tomada de decisão do consumidor/firma. Dada a estrutura do sistema tributário e o poder de coação do governo, os contribuintes defrontam-se com oportunidades de reduzir seus recolhimentos de impostos e aumentar sua renda disponível para consumo. Para o contribuinte existe um custo privado relacionado com a fruição destas oportunidades, que toma forma de uma cesta de consumo alterada, uma possibilidade de ser apanhado pela autoridade fiscal, nos custos administrativos relacionados com a prática da sonegação e nas eventuais multas e penalidades venham a ser impostas. Por outro lado, sob a ótica do governo, impedir que o contribuinte usufrua destas oportunidades também implica em custos, os quais estão relacionados com a estrutura montada para administrar o sistema tributário.

É neste contexto de informação assimétrica, tanto para o governo quanto para o contribuinte, que o sistema tarifário estabelece os preços relativos ao longo do conjunto de escolhas do indivíduo; lazer e trabalho e outras diferentes cestas de bens. Sob a ótica do contribuinte, os impostos definem, também, o preço relativo da sonegação em relação aos demais bens, estabelecendo o custo e o prêmio de ilegalmente (ou legalmente) reduzir a carga tributária.

Embora estes temas, evasão e elisão, sejam comuns, a maior parte da literatura tende a trata-los de forma fragmentada. Contudo, ao longo deste capítulo, não será adotada tal

abordagem, mesmo porque este trabalho concentra-se no estudo da evasão, que é objeto principal dos modelos que serão apresentados.

Finalmente, cabe ressaltar que os modelos teóricos que serão apresentados a seguir não restringem sua análise a um imposto específico, concentrando-se nos motivos que levam os indivíduos a tomar a decisão de sonegar, independentemente de qual imposto esteja sendo sonegado. Mesmo porque, de forma simplista, todos os impostos podem ser considerados, em última instância, impostos sobre a renda.

## 2.2 O Modelo Básico de Allingham – Sandmo (A-S)

O modelo de Allingham e Sandmo (A-S) (1972) tem no cerne de sua construção a seguinte formulação: que a base de incidência real de tributação é conhecida pelo contribuinte, mas não é, sem custos, observável pelo governo, sendo assim, sob certas circunstâncias, o contribuinte terá incentivos para informar uma renda tributável inferior ao valor correto. Neste contexto, a decisão individual de sonegar é influenciada pela probabilidade ( $p$ ) da sonegação ser detectada e por uma penalidade ( $\theta$ ) incidente sobre o valor não declarado.

No modelo A-S a verdadeira renda tributável é tomada como fixa ( $y$ ), o que muda é a renda declarada tributável pelos contribuintes ( $x$ ). Ou seja, no caso de sonegação, a renda não declarada é dada por  $(y - x)$ . Por outro lado, se toda renda tributável for declarada, a renda líquida é igual a  $v = y(1 - t)$ , onde  $t$  é alíquota do tributo.

Para Allingham e Sandmo (1972) a opção por sonegar, e quanto, esta relacionada com a disposição do indivíduo correr o risco de ser apanhado pelas autoridades fiscais. Ou seja, o ímpeto sonegador de cada contribuinte depende do seu comportamento perante o risco. Supondo um contribuinte sonegador averso ao risco, se a evasão fiscal não for detectada pela autoridade tributária, a renda líquida do contribuinte será dada por  $Y = (v + t(y - x))$ , enquanto, do contrário, sua renda líquida será dada por  $Z = (v - \theta(y - x))$ .

Sabe-se também que cada parcela não declarada de renda tributável oferece um retorno  $t$ , de probabilidade  $(1 - p)$ , combinado com uma multa ( $\theta$ ), de probabilidade  $p$ . Sendo assim, conforme o modelo A-S, o contribuinte maximiza sua utilidade esperada, da seguinte forma:

$$EU = (1 - p)U(v + t(y - x)) + pU(v - \theta(y - x)) \quad (1)$$



$$EU = (1 - p)U(Y) + pU(Z) \quad (2)$$

A função de utilidade acima, chamada de função de utilidade de von Neumann-Morgenstern, representa o comportamento do indivíduo em relação ao risco. Calculando a condição de primeira ordem em função da renda não declarada obtém-se:

$$\frac{U'(Z)}{U'(Y)} = \frac{(1 - p)t}{p\theta} \quad (3)$$

Este resultado implica em algumas constatações importantes. Interpretando o lado direito da equação (3) como o preço relativo da renda no estado Z, em que a sonegação é detectada, e no estado Y, em que a sonegação não é detectada, pode-se inferir que: (i) incrementos em  $(\theta)$  e  $(p)$  aumentam o custo da sonegação em relação à não sonegação, diminuindo o estímulo a sonegação; e (ii) aumentos nas alíquotas dos tributos  $(t)$  diminuem o custo da sonegação em relação à não sonegação, aumentando o estímulo a evasão. De outra forma, sanções maiores,  $(\theta)$ , e/ou uma maior probabilidade de detecção da sonegação,  $(p)$ , diminuem o ímpeto sonegador do contribuinte, enquanto maiores tarifas  $(t)$  encorajam a prática da sonegação. Ou ainda, no caso do contribuinte averso ao risco, a sonegação ocorrerá se, e somente se, o retorno esperado desta “aposta”, dado por  $((1 - p)t - p\theta)$ , for positivo.

Cabe ressaltar, ainda, dois outros resultados decorrentes da manipulação do modelo A-S original, que não serão derivados aqui, quais sejam<sup>1</sup>:

- Assumindo a hipótese comum de que a aversão absoluta ao risco é decrescente, indivíduos de rendimentos brutos mais elevados estão mais propensos ao risco, conseqüentemente à sonegação; e
- O incremento da alíquota tem um efeito ambíguo na sonegação: (i) um efeito renda negativo, uma vez que alíquotas maiores fazem os contribuintes mais pobres e, conseqüentemente, menos propensos ao risco, conforme o item anterior; e (ii) um efeito substituição, positivo, uma vez que diminui o custo da sonegação.

<sup>1</sup> As derivações referida podem ser encontradas em Sandmo (2004).

### 2.3 O Modelo Expandido de A-S e Yitzhaki (A-S-Y)

Yitzhaki (1974) criticou Allingham e Sandmo (1972) ao questionar a forma como a penalidade para sonegação é calculada naquele modelo, uma proporção sobre o valor sonegado. No seu entendimento a sanção ao sonegador, como ocorre na maioria dos países, caracteriza-se por meio de um percentual adicional que incide sobre a alíquota do imposto, e não sobre o valor sonegado. Esta abordagem implica em uma mudança na função de utilidade originalmente proposta por A-S, que no modelo estendido de Yitzhaki (1974) (A-S-Y), assume a seguinte forma:

$$EU = (1 - p) U(v + t(y - x)) + pU(v - \theta(y - x)) \quad (4)$$

Neste novo escopo, conseqüentemente, o ganho esperado, decorrente da sonegação, passa a ser  $((1 - p)t - p\theta t)$  e a condição de primeira ordem para uma sonegação ótima é representada da seguinte forma:

$$\frac{U'(Z)}{U'(Y)} = \frac{(1 - p)}{p\theta}; \quad (5)$$

Observa-se que  $t$  não aparece na equação (5), diferentemente da condição de primeira ordem obtida a partir da formulação proposta no modelo original de A-S, equação (3). Esta mudança, embora não pareça, é significativa, pois implica em que o nível da alíquota deixe de afetar a decisão do contribuinte, uma vez que quando  $t$  varia, tanto o prêmio quanto o custo da sonegação são afetados na mesma proporção. Desta forma, no modelo A-S-Y o efeito substituição, que estabelece uma relação negativa entre alíquota do imposto e sonegação, deixa de existir, remanescendo somente o efeito renda. Ou seja, quanto maior a renda absoluta maior o estímulo á sonegação, uma vez que aumenta o custo de oportunidade de pagar corretamente o tributo.

Sendo assim, existe um paradoxo no modelo A-S-Y, uma vez: por um lado remove a ambigüidade do modelo A-S, referente aos efeitos substituição e renda; e, por outro, apresenta um resultado que contraria a intuição econômica de que alíquotas maiores estimulam a sonegação.

A diferença nos resultados de Allingham e Sandmo (1972) e Yitzhaki (1974) decorre da forma como a sanção para sonegação ( $\theta$ ) e a probabilidade desta ser detectada ( $p$ ) se comportam diante de variações nas alíquotas. Para Allingham e Sandmo (1972) a multa para sonegação e a

probabilidade desta ser detectada são constantes ou que variáveis que crescem menos que proporcionalmente ao incremento da tarifa, implicando, conseqüentemente, em um incentivo a elisão. Por sua vez, Yitzhaki (1974) assume que variações nas alíquotas são acompanhados, na mesma proporção, por variações nas penalidades sobre sonegação.

Slmerod e Yitzhaki (2002) frisam que, independentemente da forma como a penalidade para sonegação se caracterize, *ceteris paribus*, espera-se que indivíduos com maior aversão ao risco soneguem menos. Da mesma forma, em termos absolutos, indivíduos com maior nível de renda são mais propensos à sonegação uma vez que a aversão absoluta ao risco é decrescente. Por outro lado, de imediato, nada pode ser dito quanto à sonegação como proporção da renda uma vez que este comportamento depende da aversão relativa ao risco de cada indivíduo. Ou seja, a maneira como a sonegação, proporcionalmente a renda, irá se comportar depende se a aversão ao risco é uma função crescente, decrescente ou constante da renda. Ressalta, ainda, que, certamente, incrementos em  $p$  ou  $\theta$  têm impacto negativo sobre sonegação.

Inicialmente, baseadas em verificações empíricas superficiais, algumas críticas a versão simplificada do modelo A-S foram feitas. Por exemplo, conforme Slmerod e Yitzhaki (2002), considerando  $p$  como a fração auditada (fiscalizada) dos impostos declarados, observa-se no caso dos EUA um  $p$  de aproximadamente 0,015 (1,5%); considerando, para o mesmo país,  $\theta$  como a penalidade para a sonegação “não criminosa”, teria-se um  $\theta$  igual a 0,2 (20%). Desta forma, para estes autores, baseado nos padrões de aversão ao risco observadas em outras situações, era de se esperar um nível de evasão maior do que o efetivamente observado. Neste contexto, frisam que a questão intrigante passaria a ser por que as pessoas pagam tributos ao invés de por que elas sonegam.

Contudo, pesquisas subseqüentes trataram de reconciliar os fatos com a teoria. Um dos principais problemas com as primeiras críticas feitas ao modelo de A-S, e suas variações, estava no fato de que existem diferentes tipos de evasão, e dependendo da situação a probabilidade de detecção é muito maior do que a fração global (agregada) dos tributos auditados. Por exemplo, no caso brasileiro, a probabilidade  $p$  de detecção de sonegação na declaração de renda de assalariados, especialmente funcionários públicos, certamente, é muito próxima de 1. Também deve ser considerado o fato de que o comportamento histórico do contribuinte, ano após ano, que é de conhecimento do governo, pode interferir nesta probabilidade. Além disso, não parece recomendável considerar, isoladamente, a fração auditada do total de tributos recolhidos de forma

anualizada, uma vez que a tendência é que o governo estabeleça estratégia de fiscalização para vários anos.

## 2.4 Um Modelo Geral para Evasão e Elisão (Mayshar)

Na mesma linha do modelo A-S, que encara a questão da sonegação como uma “aposta” do contribuinte contra a capacidade de fiscalização do governo, muitos dos modelos que o sucederam centraram suas análises na aversão ao risco do contribuinte, trazendo ao debate teórico uma série de aspectos, até então, obscuros como a elisão e os seus aspectos comuns com a evasão. Para ilustrar estes casos serão apresentados, a seguir, um destes modelos mais gerais.

Mayshar (1991) apresentou o problema do contribuinte da seguinte maneira:

$$\text{Max}_{X,S,L,Y} U(V,L) \quad (6)$$

$$\text{s.a. } Y = w[L - S - m(E)]; \quad \text{onde } V = Y - T(V,S,E) \quad (7)$$

Onde  $Y$  é a renda disponível antes da tributação,  $S$  é o esforço de elisão medido em unidades de trabalho,  $L$  é o total de unidades de trabalho realizadas,  $w$  é o valor monetário da unidade de trabalho e  $V$  é o consumo. Mayshar denomina  $T(\ )$  de “tecnologia tarifária”, que indica o nível máximo de tributo recolhível para um determinado nível de renda  $Y$  e um determinado esforço de elisão  $S$ , dado um vetor  $E$  de instrumentos de política tributária (p.e alíquota dos impostos). Sendo assim, é razoável assumir que  $T_Y > 0$ ,  $T_S < 0$  e  $T_E > 0$ . A função  $m(E)$  representa o nível mínimo, inevitável, de tributação, também medido em unidades de trabalho.

Embora a sonegação como uma “aposta” não seja explicitamente tratada neste modelo, Mayshar argumenta que esta abordagem pode ser apresentada a partir dele. Para tanto, basta que  $S$  seja considerado como uma despesa que causa perda de utilidade na mesma proporção do risco assumido pelo sonegador. Sob a perspectiva do modelo A-S,  $T_S < 0$  significa que mais evasão pode diminuir a receita tributária esperada, na mesma medida em que aumenta o custo com a incerteza.

Considerando a condição de primeira ordem em respeito a  $L$  e  $S$ , respectivamente, onde o asterisco indica o valor ótimo, tem-se:

$$\frac{-U_L(V^*, L^*)}{U_V(V^*, L^*)} = w[1 - T_Y(Y^*, S^*, E)]; \quad (8)$$

$$\text{onde } w[1 - T_Y(Y^*, S^*, E)] \geq -T_S(Y^*, S^*, E) \quad (9)$$

Ao analisar de forma mais detida a equação (8) observa-se que a taxa marginal de substituição entre consumo e lazer é igual ao salário líquido. Note que a alíquota marginal efetiva,  $T_Y(Y^*, S^*, E)$ , da forma como está definida, permite uma diversidade de abordagens, uma vez que depende do esforço de sonegação/elisão do contribuinte e da política de administração tributária estabelecida pelo governo. Por exemplo, em um modelo linear básico  $T(Y^*, S^*, E)$  seria igual  $tY^*$  e  $T_Y$  seria igual a  $t$ . A equação (8) estabelece que, no ponto ótimo, o custo de oportunidade do esforço de sonegação/elisão  $w(1 - T_Y( ))$  será igual o ganho marginal privado, que é dado pelo montante de imposto não recolhido.

## 2.5 Outras Variações do Modelo A-S-Y

A evolução do debate acadêmico sobre sonegação fiscal, no seu esforço natural de tentar tornar os modelos teóricos o mais próximos possível da realidade, deu origem, a partir do modelo básico A-S, a uma série de abordagens que incorporaram uma diversidade de variáveis e comportamentos. Contudo, como objetivo deste capítulo é apresentar a abordagem teórica básica sobre evasão, não tendo a pretensão de ser exaustivo sobre o assunto, nesta secção serão apresentados, em linhas gerais, as principais variações do modelo A-S, sendo disponibilizado, para aqueles que se interessarem, uma bibliografia básica sobre cada um deles.

No modelo A-S o ímpeto sonegador do indivíduo é limitado apenas pelo seu comportamento em relação ao risco de ser pego. Ou seja, em algum momento, a um determinado nível de aversão ao risco, a evasão se torna uma aposta muito alta, fazendo com os ganhos marginais de utilidade decorrentes da sonegação sejam contrabalanceados com a desutilidade marginal oriunda do risco adicional assumido.

Versões mais elaboradas do modelo básico A-S incorporam uma probabilidade ( $p$ ) de ser detectada a sonegação dependente do nível de sonegação. Ou seja, quanto mais se sonega maior a probabilidade desta prática ser detectada. Uma análise mais acurada da introdução deste ( $p$ ) endógeno deve considerar a forma como ( $p$ ) se relaciona com a sonegação. Por exemplo, esta relação pode ser caracterizada por uma função crescente, o que de fato caracteriza a maioria dos sistemas tributários. Cremer e Gahvari (1994), Usher (1986), Kaplow (1990), Cowell (1990<sup>a</sup>) e Mayshar (1991), são alguns dos estudos que incorporam esta abordagem.

Outras extensões do modelo A-S concentram-se na decisão do indivíduo que tem de escolher entre uma cesta que combina sonegação e consumo. Seguindo esta linha, encontram-se os modelos que incorporam o debate sobre oferta de trabalho ao modelo A-S. Nesta abordagem, a preocupação do indivíduo passa a ser escolher quanto trabalho ofertar e quanta renda do trabalho reportar as autoridades tributárias. A decisão de quanto imposto pagar é tomada simultaneamente com a decisão de quanto trabalhar. Ou seja, o indivíduo deve escolher, simultaneamente, uma oferta de trabalho, sua cesta de consumo e sua exposição ao risco. Versões alternativas deste modelo A-S apresentam um esquema analítico que integra a questão da economia informal ao debate sobre sonegação. Baldry (1979), Pencavel (1979), Gutmann (1977), Feige (1979), Tanzi (1980) e Slemrod e Yitzhaki (2002) apresentam material bastante esclarecedor sobre o assunto.

O modelo básico pode ser, ainda, ampliado no sentido de incorporar outros tipos de incerteza. Andreoni (1992) introduziu a variável tempo na tomada de decisão do contribuinte. Uma vez que a penalidade por sonegação, se implementada, é aplicada em momento posterior a sonegação, existindo, assim, a possibilidade do contribuinte obter um ganho com a sonegação mesmo que esta prática seja detectada e punida. Ou seja, existe um custo de oportunidade intertemporal que é considerado pelo contribuinte no momento da tomada de decisão. Uma maneira simplória de abordar o assunto, segundo este autor, seria encarar a sonegação como um empréstimo junto à autoridade tributária, que poderia, por exemplo, ser “tomado” em uma época de escassez de capital de giro e ser pago em um momento mais favorável. Neste contexto, o autor lembra que este custo intertemporal está relacionado com a disponibilidade e o custo do crédito junto ao sistema financeiro tradicional e as condições oferecidas pela autoridade tributária para o pagamento das dívidas tributárias.

Outro aspecto relacionado à incerteza é a imprevisibilidade da correta carga tributária, nos casos em que a responsabilidade tributária não está claramente definida. Este tipo de incerteza foi modelada por Scotchmer e Slemrod (1989), Beck e Jung (1987) e Scotchmer (1989). De forma geral os resultados encontrados sinalizam no sentido de que a incerteza quanto à responsabilidade tributária não interfere na decisão de sonegar dos indivíduos. Contudo, a sonegação agregada, receita tributária potencial menos tributos pagos, diminui, uma vez que, por conta de incerteza, alguns contribuintes são induzidos a pagar mais tributos do que deviam, o que acaba afetando a arrecadação global.

## 2.6 Determinantes da Evasão Fiscal: Evidências Empíricas

### 2.6.1 A Problemática da Mensuração

Qualquer esforço no sentido de tentar verificar a magnitude e as características da evasão encontra, de imediato, duas dificuldades básicas: uma conceitual, outra empírica. Do ponto de vista conceitual o problema é que, embora se possa afirmar que a “legalidade” é a fronteira divisora entre evasão e elisão, na prática esta distinção não é tão fácil: (i) muitas vezes a lei não é clara; (ii) as vezes a lei é clara mas não é conhecida pelo contribuinte; e (iii) as vezes a lei é clara mas ignorada pelo contribuinte ou pelo próprio governo, dependendo da situação. A outra dificuldade é que, pela sua própria natureza, a sonegação não é facilmente quantificável.

Diante disto, são adotadas diferentes abordagens no esforço de mensuração da sonegação. Algumas destas abordagens inferem o nível ou a tendência da sonegação a partir de quantidades ou valores mensuráveis, como demanda por moeda ou renda nacional.

As estimações a partir de variáveis monetárias presumem que: (i) a maior parte da economia informal toma forma monetariamente, tornando-se observável a partir da demanda por moeda; e (ii) que em algum momento no passado a economia informal inexistia, ou foi muito pequena. Por exemplo, Feige (1979) assume como proxy para sonegação as discrepâncias observadas na relação entre demanda por moeda e PIB oficial, desde 1939. Seguem a mesma linha Gutmann (1977) e Tanzi (1980), que adotam como medidas de informalidade a relação entre demanda por moeda e demanda por depósitos. Para Slemrod e Yitzharki (2000), nenhuma destas aproximações parecem ser confiáveis, uma vez que sua exatidão depende de uma série de pressupostos não factíveis e de quão bem a demanda por moeda é estimada. Além disso, essas abordagens não produzem uma estimativa de sensibilidade da evasão em relação às alíquotas.

Outra forma de estimação indireta de sonegação, conforme Engel e Hines (1999), baseia-se nas discrepâncias entre as medidas de renda das contas nacionais e a renda reportada à autoridade fiscal. Tal abordagem também é problemática, uma vez que existem inúmeras inconsistências entre a forma como renda é definida sob a ótica tributária e sob a ótica das contas nacionais.

É neste contexto que se concentram os esforços de construir uma abordagem empírica consistente, que consiga identificar adequadamente como o contribuinte responde a mudanças no

ambiente fiscal. Do ponto de vista do ferramental estatístico utilizado, domina a literatura, no que se refere à sonegação, a análise de *cross-section*, ficando em segundo e terceiro plano, por motivos relacionados com a disponibilidade de dados e custos de implementação, respectivamente, a análise de séries temporais e os experimentos controlados.

Cabe ressaltar que grande parte dos estudos empíricos sobre sonegação fiscal concentram-se no caso norte-americano. Tal fato deve-se a existência de uma fonte confiável de informação naquele país, o *Taxpayer Compliance Measurement Program* – TCMP, conduzido pelo *Internal Revenue Service* – IRS. No âmbito deste programa, o IRS conduziu, a cada três anos, entre 1965 e 1988, intensas auditorias em uma amostra aleatória, abrangente e estratificada de contribuintes, usando os resultados para desenvolver uma fórmula usada para orientar as auditorias regulares. Os dados da TCMP caracterizam-se por informações “linha a linha” sobre o que o contribuinte declarou, o que a auditoria concluiu, renda, ocupação, estado da federação, idade e estado civil.

### **2.6.2 Alíquotas, *Enforcement* e Sonegação: Alguns Resultados Empíricos**

Clotfelter (1983) foi o primeiro a fazer uso dos dados da TCMP para investigar como a sonegação respondia a mudanças no ambiente. Ele estimou um modelo *tobit*, considerando a sonegação como uma função da alíquota marginal dos tributos federais e estaduais, da renda e de um conjunto de variáveis demográficas. A sua conclusão mais relevante é que a sonegação é positivamente relacionada com a taxa marginal, com a elasticidade variando de 0,5 até 3, sendo este resultado consistente com o modelo básico A-S.

Beron, Tauchen e Witte (1992) investigaram os dados da TCMP agregados, pelo IRS, ao nível de três dígitos do *Zip Code* (CEP). Eles concluíram que o aumento nas chances de ser auditado, percebido pelo contribuinte pelo nível de fiscalização em sua vizinhança, aumentam significativamente o nível de arrecadação, de alguns membros do grupo. Em um esforço para tratar da endogeneidade do poder de imposição do tributo pelo governo, *enforcement*, modelaram a determinação simultânea do tributo declarado e da probabilidade de ser auditado, para cada classe em cada CEP. Porém, neste caso, os resultados não foram satisfatório.

Particularmente interessante é o trabalho de Feinstein (1991), que utilizou um painel dos anos de 1982 e 1985 da TCMP. Esta metodologia teve como objetivo de mitigar o problema de que em uma *cross-section* simples a alíquota marginal é uma função da renda, o que dificulta identificar separadamente o efeito renda e o efeito alíquota. A análise de Feinstein sugere um



impacto negativo da alíquota marginal sobre a sonegação, o que contradiz os resultados de Clotfelter (1983).

### 2.6.3 Comércio Internacional e Evasão Fiscal: O Modelo de Fisman e Wei (2004)

Tirando o foco da TCMP, Pritchett e Sethi (1994) concentraram-se no imposto de importação, comparando a tarifa *ad valorem* oficial com aquela efetivamente observada. Foram consideradas as importações de três países subdesenvolvidos – Jamaica, Quênia e Paquistão –, ao nível de quatro dígitos do código tarifário, o que pode ser considerado um nível médio de desagregação. Os autores identificaram quatro características básicas no comportamento da tarifa, quais sejam: (i) a alíquota efetiva, para qualquer item tarifário, esta fracamente relacionada com alíquota oficial; (ii) a arrecadação efetiva aumenta com incrementos na alíquota oficial; (iii) a arrecadação efetiva, na média, aumenta proporcionalmente menos que os incrementos na alíquota oficial; e (iv) a relação entre alíquota efetiva e oficial não é linear, uma vez que o hiato entre estas, em termos relativos, é maior para alíquotas oficiais mais elevadas.

Seguindo a mesma linha de Pritchett e Sethi (1994), Fisman e Wei (2004), considerando o conjunto de produtos da pauta comercial entre China e Hong Kong, ao nível de seis dígitos do Código de Nomeclatura de Produtos do Sistema Harmonizado (SH), construíram uma medida de sonegação baseada nas discrepâncias existentes entre os dados de comércio na origem e no destino. Esta proxy para sonegação, assume que, na ausência de evasão, os valores referentes às exportações de Hong Kong, com destino a China, deveriam ser iguais aos valores das importações da China, oriundas de Hong Kong, do contrário, as incongruências dos dados caracterizam a existência de sonegação. A partir desta idéia, os autores constroem o que chamam de *gap* de evasão, dado por:

$$GAP = \log(Exp) - \log(Imp); \quad (10)$$

onde  $\log(Exp)$  é o logarítmo natural das exportações de Hong Kong, com destino a China, e  $\log(Imp)$  é o logarítmo natural das importações da China, oriundas de Hong Kong. Neste contexto, *gaps* maiores indicam mais sonegação.

A partir desta definição de *gap* de evasão, considerando os anos de 1997 e 1998, Fisman e Wei (2004) estimaram, aplicando o método de Mínimos Quadrados Ordinários na análise das

*cross-sections* e do *panel data*, a relação existente entre *GAP* e as alíquotas médias de importação praticadas no país de destino (*Tax\_MED*), no caso a China.<sup>2</sup> O modelo básico adotado foi:

$$GAP = C + \beta_1 Tax\_MED + \varepsilon \quad (11)$$

onde *C* é uma constante e  $\varepsilon$  é o vetor de erros da estimação. Este modelo trata da forma tradicional de elisão nas importações, o subfaturamento. Fisman e Wei (2004) estimaram algumas variações do modelo básico – considerando sub-amostras e agregando dados – sempre obtendo como resultado uma correlação direta entre *Tax\_MED* e *GAP*, refletida por meio de  $\beta$ 's significativos, ao nível de 1%, com magnitudes entre 2,4 e 3,0. A partir da análise das estatísticas descritivas os autores concluem, ainda, que existe uma relação positiva entre aumento de tarifas e de evasão.

Para testar uma outra forma de sonegação nas importações, a classificação incorreta de um produto de alíquota elevada como se fosse outro de alíquota inferior, os autores incluíram como regressor na especificação básica a alíquota dos produtos similares (*Tax\_MED\_SIM*), passando-se a seguinte especificação:

$$GAP = C + \beta_1 Tax\_MED + \beta_2 Tax\_MED\_SIM + \varepsilon ; \quad (12)$$

A variável *TaxSim* foi construída de duas formas: (i) como a tarifa média, ponderada pelo valor das exportações, dos produtos similares a K; e (ii) como a tarifa mínima entre todos os produtos similares a K. Cabe ressaltar que, se a classificação incorreta de bens prevalece, espera-se que  $\beta_2 < 0$ , uma vez que mantendo-se a tarifa do bem K constante, quanto menor a tarifa do seu similar maior o incentivo a classificação incorreta e, conseqüentemente, maior o *gap* de evasão do bem K. A equação 11 foi estimada usando as duas opções de *Tax\_MED\_SIM*, separadamente, e os resultados foram quase que idênticos,  $\beta_2$  significativos, ao nível de 1%, de magnitudes entre -3 e -4,6.

Outras estimações foram realizadas em Fisman e Wei (2004) – primeira diferença nas tarifas, considerando isenção e forma funcional flexível -, contudo não serão tratadas neste trabalho, uma vez que extrapolam a área de interesse do mesmo.

Não se pode deixar de ressaltar que existem trabalhos acadêmicos – Anson, Candot e Olarreaga (2003), Feenstra e Hanson (2000) e Wulf (1981) – que fazem considerações à forma de

<sup>2</sup> Para efeito de estimação, Fisman e Wei (2004) consideraram os pontos percentuais das alíquotas.

mensurar sonegação adotada por Fisman e Sethi (1994). Segundo estes autores, este hiato entre os valores informados na origem e no destino incorporam muitos outros comportamentos, além da prática de sonegação, como por exemplo: diferentes sistemáticas de reportar as exportações e as importações, com diferentes níveis de comprometimento com a informação declarada; erros de mensuração; e outros. Sendo assim, estes autores sugerem cuidado na utilização dos resultados obtidos a partir desta medida.

Finalmente, considerando a mesma proxy para evasão utilizada por Fisman e Wei (2004), merece menção o trabalho de Anson, Cadot e Olarreaga (2003) que estudou a relação entre a adoção da inspeção pré-embarque (Pre-shipment Inspection – PSI), na importação, e o nível de evasão. Inicialmente, o estudo concentra-se em uma amostra de 16 países, para em seguida fixar-se em três países – Filipinas, Indonésia e Argentina –, para os quais encontram-se disponíveis dados de comércio tanto anteriormente quanto posteriormente a adoção da PSI. Os resultados obtidos são ambíguos, indicando que a adoção da PSI reduziu a fraude na Filipinas, mas não na Argentina e na Indonésia.

## Capítulo 3

# Imposto de Importação e Sonegação: Uma investigação do caso Brasileiro

Diante das diversas abordagens, apresentadas no capítulo anterior, que tratam da questão da evasão fiscal nas importações, opta-se, aqui, para análise do caso brasileiro, por utilizar uma abordagem similar àquela desenvolvida por Fisman e Wei (2004). Tal escolha decorre do entendimento de que a referida metodologia é a que melhor incorpora o ferramental quantitativo aos textos teóricos que tratam da questão em tela. A idéia básica do modelo que será desenvolvido é: (i) considerando um elevado nível de desagregação, confrontar o valor das importações do país A, oriundas de um determinado país B, com o valor das exportações do país B para o país A; (ii) verificadas discrepâncias entre estes valores (*gaps* de evasão), caracterizar a existência de evasão fiscal; e (iii) verificar a existência de relação entre estes *gaps* de evasão e a alíquota do imposto de importação do país A.

Conforme já mencionado no capítulo anterior, sabe-se que, em tese, os valores das exportações na origem deveriam ser iguais ao valor das importações no destino, uma vez que as exportações de B para A são as importações de A oriundas de B. Mas isto não é o que ocorre. Ao analisar os dados, verificam-se diferenças significativas, tanto nos valores agregados quanto ao nível de produto. Em geral, estas discrepâncias são tomadas como erros de mensuração. Contudo, conforme já mencionado estudos empíricos indicam um alto grau de correlação entre estes *gaps* de evasão e as alíquotas do imposto de importação aplicadas no país de destino, permitindo, inclusive, caracterizar e mensurar a existência de evasão fiscal nas importações, seja por subfaturamento ou por classificação incorreta de mercadorias<sup>3</sup>.

Neste contexto, o presente capítulo tem como objetivo analisar o comportamento das importações brasileiras, verificando se esta é objeto de evasão fiscal e, em caso positivo, se a alíquota do imposto de importação é um de seus determinantes. Para tanto, conforme esquema acima apresentado, o Brasil assumirá o papel do país A e os Estados Unidos da América (EUA) será o país B.

<sup>3</sup> A classificação incorreta de mercadorias se caracteriza pela prática na qual um produto de alíquota maior é classificado deliberadamente como outro de alíquota menor, com objetivo de reduzir a carga tributária.

No presente estudo, para análise do caso brasileiro, escolheu-se os Estados Unidos da América (EUA) como o país de origem das exportações. A escolha dos EUA teve como determinantes os seguintes aspectos: (i) o fato de ser um parceiro comercial tradicional, o que minimiza muitos problemas relacionados com a compatibilidade dos dados; (ii) a magnitude e diversidade da pauta de exportação dos EUA para o Brasil, relativamente aos demais parceiros; e (iii) a disponibilidade de dados.

### 3.1 Base de Dados, Principais Variáveis e Estatísticas Descritivas

Para construção da base de dados que deu suporte às análises econométricas que serão apresentadas nas próximas seções, foram utilizadas duas fontes de dados: (i) a *Commodity Trade Statistics Database* (COMTRADE), mantida pela *United Nations Statistic Division* (UNSD); e (ii) o *Trade Analysis and Information System* (TRAINS), mantido pela *United Nation Conference on Trade and Development* (UNCTAD). O acesso aos dados de ambas as fontes foi viabilizado por meio do software *World Integrated Trade Solution* (WITS), desenvolvido pelo Banco Mundial em colaboração com a UNCTAD. As bases de dados COMTRADE e TRAINS forneceram informações, respectivamente, sobre: (i) o valor dos fluxos comerciais (exportações norte-americanas para o Brasil e importações brasileiras oriundas dos EUA); e (ii) as tarifas de importações aplicadas pelo Brasil no comércio com os EUA. Nas duas fontes, os dados são informados por ano e por produto, sendo que o nível de especificação mínima do produto é de 6 dígitos, conforme o Sistema Harmonizado de Nomenclatura (SH). Deve-se ressaltar que os países podem desenvolver versões mais refinadas de classificação, com base no SH.<sup>4</sup>

Para o presente estudo foram utilizados dados (valor e tarifa) por produto ao nível de 6 dígitos, com base no SH, referentes aos anos de 1998, 1999, 2000, 2001, 2002 e 2003, o que pode ser considerado um elevado nível de desagregação, implicando na construção de *cross sections* anuais com aproximadamente 4000 observações (produtos).

Apesar de não comprometer o objetivo e os resultados desse trabalho, cabe ressaltar que os dados relativos ao valor dos fluxos comerciais são informados com base em *International Commercial Terms* (INCOTERMS) distintos: (i) o valor das exportações norte-americanas para o Brasil é informado no termo *Free Alongside Ship* (FAS), livre ao longo do costado do navio; e

<sup>4</sup> Por exemplo, o sistema de nomenclatura adotado pelo Mercosul, Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), possui oito dígitos, sendo que os seis primeiros obedecem o SH.

(ii) o valor das importações brasileiras oriundas dos EUA é informado no termo *Free On Board* (FOB), livre abordo do navio.

Para facilitar a apresentação dos argumentos e modelos que se seguirão usar-se-á a seguinte notação para indicar as principais variáveis a serem utilizadas<sup>5</sup>:

- $Exp\_EUA\_BRA$  = valor das exportações dos EUA destinadas ao Brasil, em milhões de dólares;
- $Imp\_BRA\_EUA$  = valor das importações do Brasil oriundas dos EUA, em milhões de dólares;
- $GAP = \ln(Exp\_EUA\_BRA) - \ln(Imp\_BRA\_EUA)$ <sup>6</sup>;
- $Tax\_MED$  = pontos percentuais das tarifas médias aplicadas pelo Brasil sobre os produtos importados dos EUA;
- $Tax\_MIN$  = pontos percentuais das tarifas mínimas aplicadas pelo Brasil sobre os produtos importados;e
- $Tax\_MAX$  = pontos percentuais das tarifas máximas aplicadas pelo Brasil sobre os produtos importados;
- $Tax\_MED\_SIM$  = pontos percentuais das menores tarifas médias aplicadas pelo Brasil sobre os produtos similares à aquele considerado;<sup>7</sup>
- $Tax\_DIF = (Tax\_MAX - Tax\_MIN)$ ; e
- $Tax\_DIF\_REL = Tax\_DIF/Tax\_MIN$ <sup>8</sup>.

Optou-se por utilizar a diferença dos logaritmos naturais na construção da variável *GAP* principalmente pelo fato dessa transformação suavizar o contraste entre números com magnitudes muito discrepantes. Além disso, a utilização da variável *GAP*, da forma que está construída, é extremamente conveniente, pois permite captar tanto o subdimensionamento das importações, no caso de assumir valores positivos, decorrente do subfaturamento, quanto o superdimensionamento

5 Todas as variáveis acima listadas apresentam séries de dados desagregados por ano e por produto, ao nível de 6 dígitos do SH.

6 Para efeito do cálculo do logaritmo natural, os valores de exportação e importação iguais a 0 (zero) foram substituídos por 1 (um).

7 O critério de similaridade utilizado aqui é o mesmo de Fisman e Wei (2004).

8 Para efeito do cálculo de  $Tax\_DIF\_REL$ , quando a tarifa mínima é igual a zero substitui-se  $Tax\_MIN$  por  $Tax\_MED$ .

das importações, no caso de assumir valores negativos, decorrente da classificação incorreta de produtos importados.<sup>9</sup>

A comparação dos valores agregados de *Exp\_EUA\_BRA* e *Imp\_BRA\_EUA*, conforme Tabela 1, identificam discrepâncias entre estes valores em mais que 10%, sinalizando fortemente a existência de sonegação por meio do subfaturamento de importações.<sup>10</sup>

Tabela 1 – Valor Total de *Exp\_EUA\_BRA* e *Imp\_BRA\_EUA*

Variável	US\$ milhões					
	1998	1999	2000	2001	2002	2003
<b>Exp_EUA_BRA</b>	15.157,00	13.249,03	15.359,61	15.879,45	12.375,97	11.211,00
<b>Imp_BRA_EUA</b>	13.505,27	11.726,77	12.894,26	12.894,60	10.285,15	9.564,11
<b>Exp_EUA_BRA/Imp_BRA_EUA</b>	1,12	1,13	1,19	1,23	1,20	1,17

Na Tabela 2, abaixo, são apresentadas as estatísticas descritivas de cada uma das principais variáveis, para os anos de 1998, 1999, 2001, 2002 e 2003, indicam a existência de um padrão comportamental das variáveis ao longo do tempo, cabendo destacar que os valores médios de  $\ln(\text{Exp\_EUA\_BRA})$  são consistentemente maior que  $\ln(\text{Imp\_BRA\_EUA})$ . Diante disto, podem causar estranheza os sinais negativos assumidos pelas médias anuais da variável *GAP*. Tal fato decorre da forma como foi construída a variável *GAP*. A base de dados é composta por produtos que constam como importados pelo Brasil, mas não apresentam valor correspondente nos dados de exportações norte-americanas. Isto faz com que a variável  $\ln(\text{Imp\_BRA\_EUA})$  tenha mais observações para serem consideradas do que a variável  $\ln(\text{Exp\_EUA\_BRA})$ , o que acaba por afetar negativamente a média da variável *GAP*.<sup>11 12</sup>

9 Foi descartada a hipótese de superfaturamento de importações, pois esta, em geral, relaciona-se com a prática de lavagem de dinheiro e concentra-se em um pequeno número de produtos os quais não incidem impostos (p.e. livros).

10 Esta constatação ganha maior importância se considerados os INCOTERMS em que os valores são informados: enquanto os valores de *Exp\_EUA\_BRA* referem-se ao termo FAS (não inclui despesa com capatazia) os valores de *Imp\_BRA\_EUA* referem-se ao termo FOB (inclui despesa de capatazia). Ou seja, ao contrário do verificado, era de se esperar, *ceteris paribus*, que os valores de *Imp\_BRA\_EUA* fossem maior do que os valores de *Exp\_EUA\_BRA*

11 Caso sejam consideradas somente as linhas de dados que disponibilizam valores tanto para  $\ln(\text{Exp\_EUA\_BRA})$  e  $\ln(\text{Imp\_BRA\_EUA})$  as médias anuais da variável *GAP* assumem valores positivos entre 0,33 e 0,45.

12 Para efeito de estimação dos modelos que serão apresentados na próxima seção, foram utilizadas todas as observações disponíveis referentes a variável *GAP*, uma vez que é exatamente esta variação de sinal dos *gaps* de evasão que permitirá verificar a existência sonegação por subfaturamento ou classificação incorreta.

Tabela 2 – Estatísticas Descritivas, por ano, das Principais Variáveis

Variáveis	Média	Mediana	D.P.	Mínimo	Máximo
<i>ln(Exp_EUA_BRA)</i>					
1998	12,78	12,84	2,26	7,82	20,49
1999	12,61	12,64	2,26	7,82	20,25
2000	12,77	12,79	2,28	7,82	20,50
2001	12,73	12,78	2,34	7,82	20,34
2002	12,58	12,55	2,28	7,83	20,14
2003	12,58	12,57	2,27	7,82	20,12
<i>ln(Imp_BRA_EUA)</i>					
1998	11,89	12,21	3,05	0,00	19,62
1999	11,70	11,92	3,02	0,00	19,67
2000	11,71	11,97	3,08	0,00	19,98
2001	11,70	11,97	3,11	0,00	20,28
2002	11,48	11,73	3,11	0,69	20,35
2003	11,43	11,68	3,15	0,00	20,00
<i>GAP</i>					
1998	-1,07	-0,21	3,89	-19,39	12,80
1999	-1,07	-0,21	4,02	-18,90	12,01
2000	-1,05	-0,15	4,05	-18,82	12,46
2001	-1,14	-0,12	4,06	-18,79	11,72
2002	-1,23	-0,15	4,10	-18,88	12,28
2003	-1,18	-0,16	4,02	-16,01	9,67
<i>Tax_MED</i>					
1998	16,42	17,00	6,34	0,00	49,00
1999	16,11	17,00	5,98	0,00	35,00
2000	15,85	17,00	5,84	0,00	35,00
2001	14,31	14,50	6,37	0,00	36,50
2002	13,97	14,00	5,90	0,00	36,00
2003	13,67	14,00	5,74	0,00	36,00

De forma a facilitar a visualização dos dados são apresentados histogramas da variável *Tax\_MED* e gráfico de dispersão dos pontos referentes a *Tax\_MED* e *GAP*. As Figuras 1, 2, 3, 4, 5 e 6, abaixo, apresentam os histogramas da variável *Tax\_MED*, para cada ano.



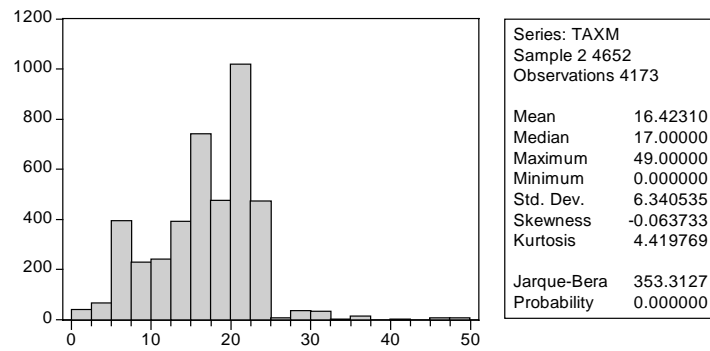
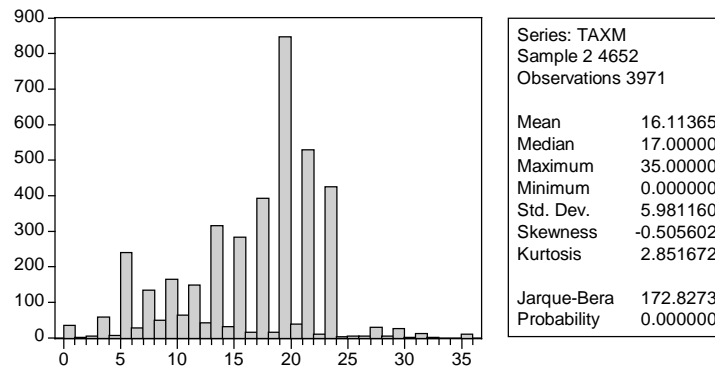
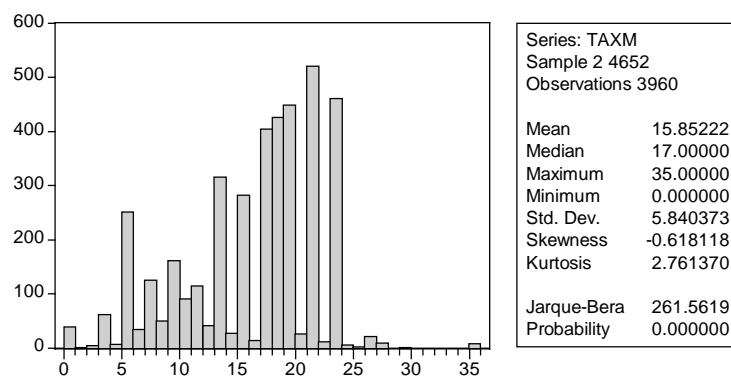
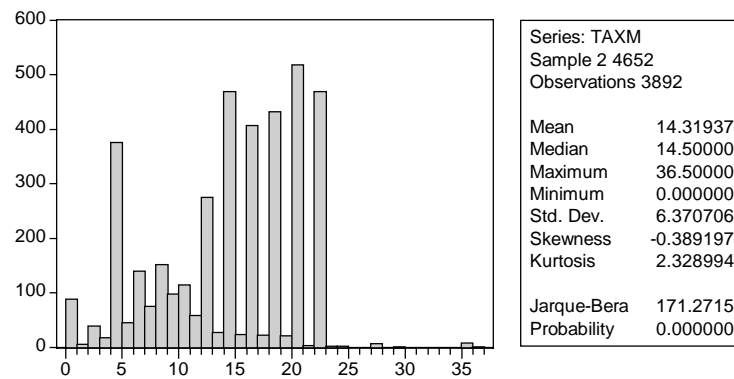
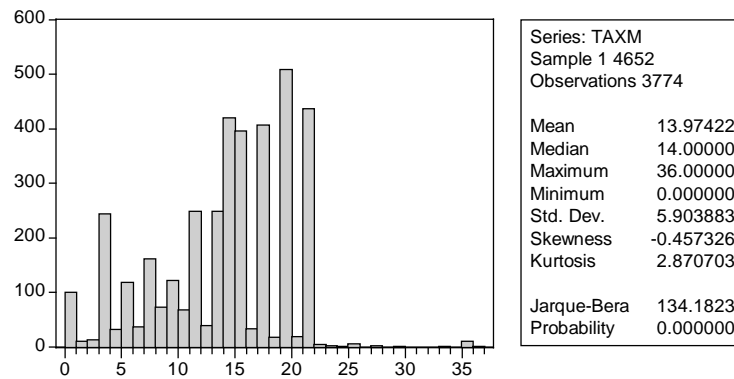
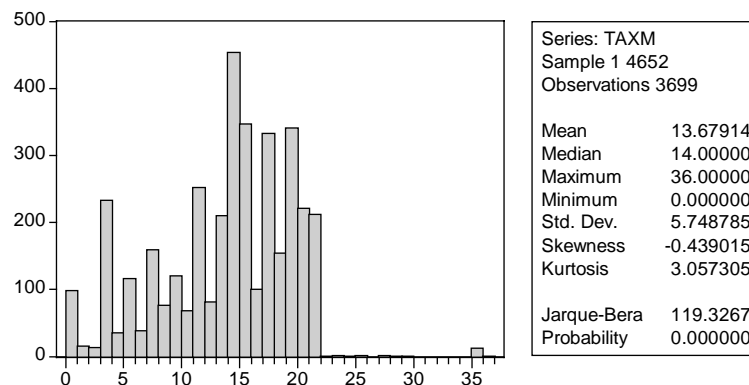
Figura 1 – Histograma de *Tax\_MED*, 1998Figura 2 – Histograma de *Tax\_MED*, 1999Figura 3 – Histograma de *Tax\_MED*, 2000

Figura 4 – Histograma de *Tax\_MED*, 2001Figura 5 – Histograma de *Tax\_MED*, 2002Figura 6 – Histograma de *Tax\_MED*, 2003

As Figuras 7, 8, 9, 10, 11 e 12 apresentam os *gaps* de evasão observados e as respectivas alíquotas médias do imposto de importação.

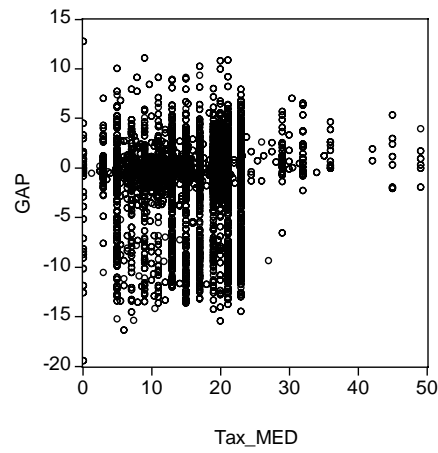
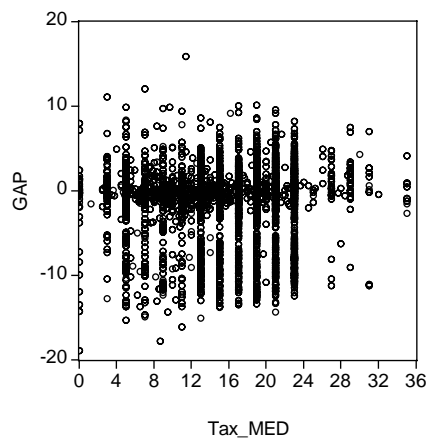
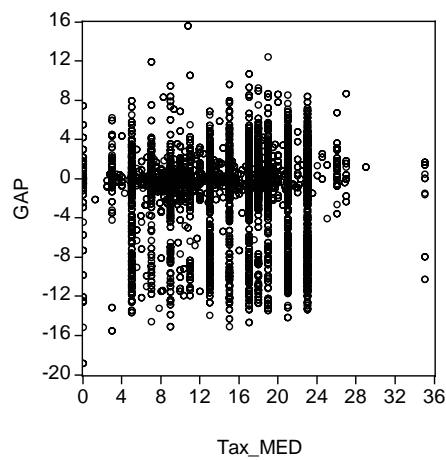
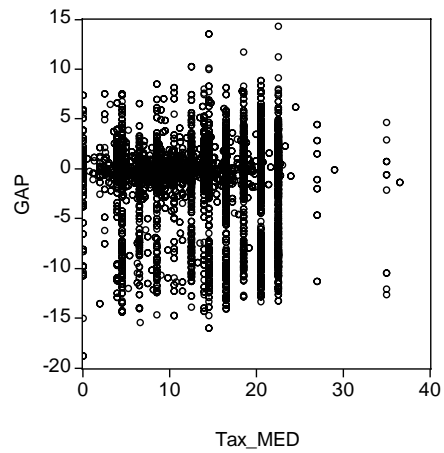
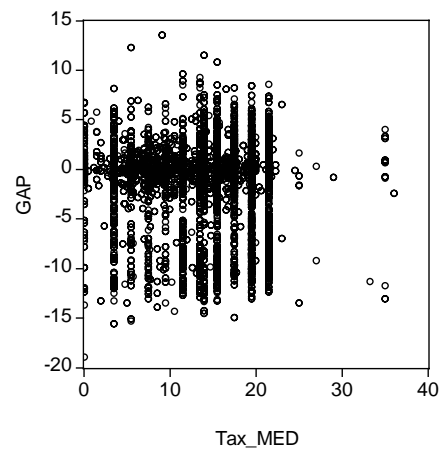
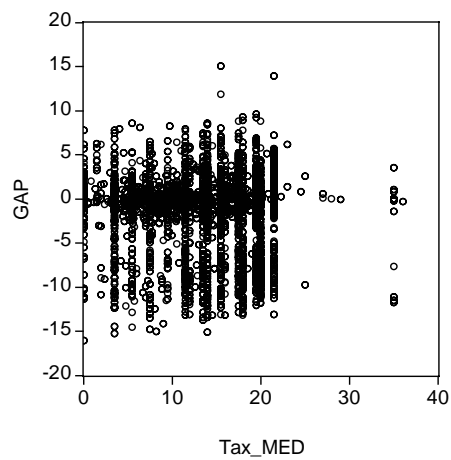
Figura 7 – Dispersão dos pontos formados por *Tax\_MED* e *GAP*, 1998Figura 8 – Dispersão dos pontos formados por *Tax\_MED* e *GAP*, 1999Figura 9 – Dispersão dos pontos formados por *Tax\_MED* e *GAP*, 2000

Figura 10 – Dispersão dos pontos formados por *Tax\_MED* e *GAP*, 2001Figura 11 – Dispersão dos pontos formados por *Tax\_MED* e *GAP*, 2002Figura 12 – Dispersão dos pontos formados por *Tax\_MED* e *GAP*, 2003

A Tabela 3 apresenta a média da variável *GAP* para as diferentes faixas de alíquotas do imposto de importação.<sup>13 14</sup>

Tabela 3 – *Gaps* Evasão Médios por Faixas de Alíquota

Alíquotas do II	GAP Médio					
	1998	1999	2000	2001	2002	2003
0 – 9,99%	0,265	0,363	0,283	0,243	0,288	0,255
10 – 14,99%	0,208	0,206	0,328	0,399	0,402	0,412
15 – 24,99%	0,325	0,407	0,562	0,547	0,542	0,592
+ 25%	1,418	1,274	0,822	0,413	0,426	0,487

### 3.2 O Modelo Econométrico

Conforme já mencionado anteriormente, os testes empíricos que buscarão identificar os determinantes da evasão fiscal nas importações brasileiras, baseiam-se na hipótese de que o *gap* de sonegação, diferença entre *Exp\_EUA\_BRA* e *Imp\_BRA\_EUA*, é influenciado pelo nível das alíquotas do imposto de importação do próprio produto e de seus similares. A variável *GAP* será utilizada como *proxy* de evasão, enquanto as variáveis *Tax\_MED* e *Tax\_MED\_SIM* indicam, respectivamente, a magnitude da tarifa (média) de um produto e de seus similares e a variável *Tax\_DIF\_REL* refere-se a amplitude relativa das tarifas.

No que se refere à alíquota do próprio produto, espera-se que quanto maior a alíquota do imposto de importação maior o estímulo a prática de evasão, que se reflete em *gaps* de evasão maiores, uma vez que o custo de oportunidade de não sonegar aumenta. Sendo assim, o coeficiente *Tax\_MED* esperado é positivo. Quanto à alíquota do produto similar, é esperado que quanto menor a alíquota de um produto similar maior a sonegação no produto em questão, uma vez que o custo de oportunidade de classificar corretamente o produto aumenta. Desta forma, o

13 É importante ressaltar que para efeito do cálculo da Tabela 3, só foram consideradas as linhas que continham observações tanto para  $\ln(\text{Exp\_EUA\_BRA})$  quanto para  $\ln(\text{Imp\_BRA\_EUA})$ . Esta medida busca minimizar o viés criado pela variável  $\ln(\text{Imp\_BRA\_EUA})$ , que tem mais observações para serem consideradas do que a variável  $\ln(\text{Exp\_EUA\_BRA})$ , o que acaba por afetar negativamente a média da variável *GAP*, inviabilizando, no que se refere as estatísticas descritivas, identificar algum tipo de relação entre *GAP* e alíquota.

14 Verifica-se na Tabela 3 uma relação direta entre alíquota e *GAP*, o que corrobora os resultados teóricos do modelo A-S. Ou seja, quanto maior a alíquota maior o *gap* de evasão.

coeficiente estimado de *Tax\_MED\_SIM* deverá assumir valores negativos. No tocante a *Tax\_DIF\_REL*, por se tratar de uma variável que mensura a amplitude das alíquotas dentro de cada categoria de 6 dígitos, o que se espera é que uma maior amplitude de alíquotas, dentro de uma mesma classificação tarifária, estimule à sonegação, uma vez que o contribuinte tem a percepção, e de fato é o que ocorre, de que é mais difícil para autoridade tributária administrar diferentes alíquotas para produtos muito parecidos. Assim, é esperada uma relação direta entre *Tax\_DIF\_REL* e *GAP*.

Para realizar os teste econométricos, inicialmente, utilizou-se o *software E-Views 4.0* e a metodologia de análise de *cross-section*. Após definido, com base na análise de *cross-section*, a especificação que melhor se adequava a hipótese proposta, verificou-se se os resultados se mantinham quando utilizada a análise de *panel data*, neste caso a ferramenta foi o *software Stata*.

### **3.3 Apresentação dos *Outputs* das Estimações dos Cortes Seccionais (*Cross Sections*)**

Baseado na metodologia dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), foram realizadas regressões utilizando diversas especificações para as *cross-sections* anuais, conforme será apresentado a seguir. Os principais resultados, necessários para a análise, constam das tabelas de *outputs* abaixo.

Os dados de corte, do tipo *cross-section*, por serem dados de uma ou mais variáveis coletados no mesmo ponto do tempo, dão origem a problemas que lhes são particulares, especificamente heterogeneidade. Ao se incluir unidades heterogêneas em uma análise estatística, o tamanho ou efeito escala afeta os resultados, não devendo ser negligenciado para efeito de análise. Diante desta constatação, duas observações fazem-se necessárias:

- Pelo motivo anteriormente expostos, o valor do R<sup>2</sup> deve ter sua importância relativizada. De fato, independentemente dos dados serem frutos de corte transversal ou séries temporais, cabe ressaltar que o R<sup>2</sup> trata-se de uma medida descritiva, ou seja, por si só, não mede a qualidade do modelo de regressão. Tal entendimento é corroborado pelos livros texto de econometria, Hill (1999) (pg. 132), e Gujarati (2000) (pg 203): “a eficácia de um modelo não pode ser completamente avaliada com base na magnitude do R<sup>2</sup>. Mesmo no caso de esse

número ser baixo, os parâmetros estimados podem conter informações úteis. Assim, procurar sintetizar todo o valor de um modelo nesse único número é um erro que deve ser evitado”; e

- No que se refere ao Teste Geral de Heteroscedasticidade de White, a inclusão deste entre os outputs reportados deve-se ao fato de que dados em corte transversal (cross-section), pelos motivos acima exposto, em geral, violam uma das hipóteses básicas da estimação por Mínimos Quadrados Ordinários, qual seja: “a variância constante dos erros”. Sendo assim, ao se realizar este teste busca-se detectar a existência de heteroscedasticidade, para, posteriormente, quando for definida a especificação mais adequada e completa, implementar medidas corretivas.

Feitas estas considerações, de início, a especificação de referência adotada foi:

$$GAP = \alpha_0 + \alpha_1(Tax\_MED) + \alpha_2(Tax\_MED\_SIM) + \varepsilon \quad (13)$$

Foram realizadas regressões para todos os anos que compuseram a base de dados, estando os coeficientes obtidos, e as respectivas probabilidades, apresentados na tabela a seguir:

Tabela 4 – *Outputs* da Regressão por MQO Referentes à Equação (13)

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: GAP					
	1998	1999	2000	2001	2002	2003
<i>C</i>	-1,86 (0,00)	-1,73 (0,00)	-1,46 (0,00)	-0,99 (0,00)	-1,06 (0,00)	-1,06 (0,00)
<i>Tax_MED</i>	0,17 (0,00)	0,20 (0,00)	0,19 (0,00)	0,15 (0,00)	0,17 (0,00)	0,16 (0,00)
<i>Tax_MED_SIM</i>	-0,15 (0,00)	-0,18 (0,00)	-0,19 (0,00)	-0,19 (0,00)	-0,22 (0,00)	-0,20 (0,00)
Observações	4173	3971	3959	3892	3774	3698
Media GAP	-1,05	-1,07	-1,04	-1,13	-1,22	-1,17
Desvio Padrão GAP	3,91	4,02	4,06	4,08	4,11	4,04
R <sup>2</sup>	0,033	0,035	0,031	0,036	0,044	0,037
R <sup>2</sup> Ajustado	0,033	0,034	0,030	0,036	0,043	0,035
Estatística F	72,17	72,06	63,30	73,90	87,37	70,59
Probabilidade F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
X <sup>2</sup> White	169,63	201,40	189,79	241,73	189,54	162,13
Probabilidade X <sup>2</sup>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Nota: os números entre parêntese correspondem aos *p-values*.

A segunda especificação adotada preocupou-se em verificar se os resultados seriam significativamente modificados ao se incluir a amplitude relativa das tarifas na especificação de

referência, verificando se qual o comportamento desta variável em relação ao *GAP*. Tendo isso, a equação (13) foi ajustada, dando origem a:

$$GAP = \alpha_0 + \alpha_1 Tax\_MED + \alpha_2(Tax\_MED\_SIM) + \alpha_3(Tax\_DIF\_REL) + \varepsilon \quad (14)$$

Novamente foram realizadas regressões para todos os anos que compuseram a base de dados, estando os *outputs* obtidos, apresentados na tabela a seguir:

Tabela 5 – *Outputs* da Regressão por MQO Referentes à Equação (14)

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: GAP					
	1998	1999	2000	2001	2002	2003
<i>C</i>	-2,00 (0,00)	-1,90 (0,00)	-1,68 (0,00)	-1,03 (0,00)	-1,14 (0,00)	-1,14 (0,00)
<i>Tax_MED</i>	0,17 (0,00)	0,20 (0,00)	0,19 (0,00)	0,15 (0,00)	0,17 (0,00)	0,16 (0,00)
<i>Tax_MED_SIM</i>	-0,14 (0,00)	-0,17 (0,00)	-0,18 (0,00)	-0,18 (0,00)	-0,21 (0,00)	-0,19 (0,00)
<i>Tax_DIF_REL</i>	0,13 (0,00)	0,15 (0,01)	0,18 (0,00)	0,05 (0,35)	0,08 (0,05)	0,08 (0,06)
<b>Observações</b>	4173	3971	3959	3892	3774	3698
<b>Media GAP</b>	-1,05	-1,07	-1,05	-1,13	-1,22	-1,17
<b>Desvio Padrão GAP</b>	3,91	4,02	4,06	4,08	4,11	4,04
<b>R<sup>2</sup></b>	0,035	0,037	0,034	0,037	0,045	0,037
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	0,034	0,036	0,033	0,036	0,044	0,036
<b>Estatística F</b>	50,98	50,79	46,79	49,55	59,52	48,21
<b>Probabilidade F</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>X<sup>2</sup> White</b>	196,04	227,60	244,03	255,60	221,08	189,37
<b>Probabilidade X<sup>2</sup></b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Nota: os números entre parênteses correspondem aos *p-values*.

Em seguida, foram incorporadas, à especificação de referência, variáveis relacionadas com a característica dos produtos, uma vez que peculiaridades intrínsecas a determinados grupos de produtos poderiam ser determinantes para existência ou não de *GAP*.<sup>15</sup> Para tanto, foram utilizadas variáveis *dummies* que diferenciaram os produtos dentro de três categorias: básico,

<sup>15</sup> Por exemplo, produtos básicos, com baixo grau de elaboração e fácil diferenciação, apesar de terem, na sua maioria, os preços estabelecidos em mercados internacionais, parecem estar mais sujeitos a prática de subfaturamento; enquanto produtos manufaturados, com maior grau de elaboração, maior valor agregado, preços específicos e diferenciação mais difícil, parecem estar mais sujeitos a classificação incorreta.



semimanufaturado ou manufaturado.<sup>16</sup> A partir da incorporação destas *dummies* à equação (14) teve origem uma terceira especificação, qual seja:

$$GAP = \alpha_0 + \alpha_1 Tax\_MED + \alpha_2(Tax\_MED\_SIM) + \alpha_3(Tax\_DIF\_REL) + \alpha_4 Básico + \alpha_5 Semimanuf + \varepsilon \quad (15)$$

Novamente foram realizadas regressões para todos os anos que compuseram a base de dados, estando os *outputs* apresentados na tabela a seguir:

Tabela 6 – *Outputs* da Regressão por MQO Referentes à Equação (15)

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: GAP					
	1998	1999	2000	2001	2002	2003
<i>C</i>	-1,64 (0,00)	-1,25 (0,00)	-1,10 (0,00)	-0,61 (0,00)	-0,92 (0,00)	-0,78 (0,00)
<i>Tax_MED</i>	0,16 (0,00)	0,17 (0,00)	0,16 (0,00)	0,12 (0,00)	0,16 (0,00)	0,13 (0,00)
<i>Tax_MED_SIM</i>	-0,14 (0,00)	-0,17 (0,00)	-0,17 (0,00)	-0,18 (0,00)	-0,21 (0,00)	-0,19 (0,00)
<i>Tax_DIF_REL</i>	0,10 (0,03)	0,08 (0,10)	0,13 (0,00)	0,01 (0,83)	0,07 (0,11)	0,05 (0,19)
<i>Básico</i>	-0,68 (0,02)	-1,27 (0,00)	-1,07 (0,00)	-1,27 (0,00)	-0,75 (0,02)	-0,89 (0,00)
<i>Semimanuf</i>	-0,99 (0,00)	-1,61 (0,00)	-1,57 (0,00)	-1,39 (0,00)	-0,45 (0,19)	-1,22 (0,00)
<b>Observações</b>	4173	3971	3959	3892	3774	3698
<b>Media GAP</b>	-1,05	-1,07	-1,05	-1,13	-1,22	-1,17
<b>Desvio Padrão GAP</b>	3,91	4,02	4,06	4,08	4,11	4,04
<b>R<sup>2</sup></b>	0,038	0,046	0,041	0,044	0,047	0,042
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	0,037	0,044	0,040	0,043	0,045	0,041
<b>Estatística F</b>	33,68	38,38	34,28	36,18	37,13	32,70
<b>Probabilidade F</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>X<sup>2</sup> White</b>	228,85	231,03	290,62	278,68	229,31	210,18
<b>Probabilidade X<sup>2</sup></b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Nota: os números entre parênteses correspondem aos *p-values*.

Finalmente, para capturar o efeito escala e baseado na intuição de que a evasão tende a ser maior em produtos com maior participação no volume total do comércio bilateral – ou seja, que quanto maior a participação de determinado produto na composição do volume total de comércio maior a possibilidade de que se verifique *gap* de evasão – foi construída, conforme abaixo, a variável *Exp\_PARC*, que mede a importância relativa de cada produto no fluxo comercial, em pontos percentuais:

<sup>16</sup> Para classificar os produtos em uma destas três categorias (básicos, semimanufaturados e manufaturados) utilizou-se a metodologia utilizada pela Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento Indústria e Comércio do Brasil.

$$Exp\_PARC = [(Exp\_EUA\_BRA)/(Exp\_EUA\_BRA\_TOT)] * 100; \quad (16)$$

onde  $Exp\_EUA\_BRA\_TOT$  é o valor total exportado pelos EUA para o Brasil em cada ano<sup>17</sup>.

Ao se incorporar a variável  $Exp\_PARC$  à equação (15) tem origem à seguinte equação:

$$GAP = \alpha_0 + \alpha_1 Tax\_MED + \alpha_2 (Tax\_MED\_SIM) + \alpha_3 (Tax\_DIF\_REL) + \alpha_4 Básico + \alpha_5 Semimanuf + \alpha_6 Exp\_Parc + \varepsilon \quad (17)$$

Novamente foram realizadas regressões para todos os anos que compuseram a base de dados, estando os *outputs* obtidos apresentados na tabela a seguir:

Tabela 7 – *Outputs* da Regressão por MQO Referentes à Equação (17)

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: GAP					
	1998	1999	2000	2001	2002	2003
<i>C</i>	-1,68 (0,00)	-1,31 (0,00)	-1,15 (0,00)	-0,71 (0,00)	-1,06 (0,00)	-0,90 (0,00)
<i>Tax_MED</i>	0,16 (0,00)	0,17 (0,00)	0,16 (0,00)	0,12 (0,00)	0,16 (0,00)	0,14 (0,00)
<i>Tax_MED_SIM</i>	-0,14 (0,00)	-0,17 (0,00)	-0,17 (0,00)	-0,18 (0,00)	-0,21 (0,00)	-0,19 (0,00)
<i>Tax_DIF_REL</i>	0,07 (0,14)	0,05 (0,34)	0,10 (0,04)	-0,02 (0,64)	0,05 (0,22)	0,04 (0,29)
<i>Básico</i>	-0,67 (0,02)	-1,24 (0,00)	-1,04 (0,00)	-1,22 (0,00)	-0,69 (0,02)	-0,85 (0,00)
<i>Semimanuf</i>	-0,97 (0,00)	-1,59 (0,00)	-1,55 (0,00)	-1,35 (0,00)	-0,39 (0,26)	-1,16 (0,00)
<i>Exp_PARC</i>	1,38 (0,00)	1,36 (0,00)	1,14 (0,00)	1,56 (0,00)	1,76 (0,00)	1,51 (0,00)
<b>Observações</b>	4173	3971	3959	3892	3774	3698
<b>Media GAP</b>	-1,05	-1,07	-1,05	-1,13	-1,22	-1,17
<b>Desvio Padrão GAP</b>	3,91	4,02	4,06	4,08	4,11	4,04
<b>R<sup>2</sup></b>	0,041	0,049	0,043	0,047	0,051	0,046
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	0,040	0,047	0,042	0,046	0,050	0,044
<b>Estatística F</b>	30,18	34,25	30,03	32,61	34,28	29,79
<b>Probabilidade F</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>X<sup>2</sup> White</b>	257,80	254,73	311,03	304,64	272,82	264,34
<b>Probabilidade X<sup>2</sup></b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Nota: os números entre parênteses correspondem aos *p-values*.

17 Cabe ressaltar que a variável  $Exp\_PARC$  respeita a coerência do modelo proposto, uma vez que toda análise até aqui desenvolvida pressupõe como "corretas" as informações reportadas pelos EUA ( $Exp\_EUA\_BRA$ ), enquanto àquelas constantes dos controles governamentais brasileiros ( $IMP\_BRA\_EUA$ ) absorvem (capturam) a tentativa dos importadores de fugir da ação do fisco, por meio dos mecanismos já mencionados (subfaturamento e classificação incorreta).

### 3.4 Análise dos Resultados das Estimções dos Cortes Seccionais (Cross Sections)

Primeiramente, no que se refere à análise dos resultados, tratar-se-á da existência ou não de heteroscedasticidade. Como já dito anteriormente, a metodologia de regressão por MQO assume como hipótese básica a homocedasticidade da variância dos erros. Contudo, os resultados obtidos indicam a violação desta hipótese. Conforme se pode verificar, os resultados do Teste Geral de Heterocedasticidade de White, para as diversas especificações e *cross-sections*, indicam a existência de heterocedasticidade, uma vez que na maioria dos casos a hipótese nula é rejeitada (existência de homocedasticidade ou inexistência de heteroscedasticidade).

A existência de heteroscedasticidade pode comprometer os resultados obtidos na estimação dos coeficientes e as inferências que venham a ser feitas, uma vez que:

- o estimador de Mínimos Quadrados Ordinário não é mais o melhor estimador linear não tendencioso, apesar de continuar sendo um estimador linear, consistente e não tendencioso; e
- os desvios padrão comumente calculados para o estimador de mínimos quadrados são incorretos, implicando no fato de que os intervalos de confiança e os testes de hipóteses que utilizam esses desvios padrão podem ser enganosos.

Sendo assim, caracterizada a existência de heteroscedasticidade, para que se possa prosseguir na análise, faz-se necessário corrigir tal problema. Aqui, opta-se por enfrentar o problema da heteroscedasticidade a partir dos desvios padrões, preservando, assim, as estimativas pontuais dos parâmetros. Para tanto, uma das ferramentas corretivas vastamente disseminada na literatura é a incorporação ao modelo das variâncias e covariâncias dos estimadores de mínimos quadrados calculadas segundo metodologia proposta pelo economista Halbert White (estimador de White).

Tendo em mente o exposto acima, e como o *E-Views* tem opção de cálculo da regressão utilizando o estimador de White, a seguir são apresentados os resultados da regressão da equação (17), por MQO incorporando o estimador de White para os desvios padrões.

Tabela 8 – *Outputs* da Regressão por MQO, Incorporando o Estimador de White, Referentes à Equação (17)

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: GAP					
	1998	1999	2000	2001	2002	2003
<i>C</i>	-1,68 (0,00)	-1,31 (0,00)	-1,15 (0,00)	-0,71 (0,00)	-1,06 (0,00)	-0,90 (0,00)
<i>Tax_MED</i>	0,16 (0,00)	0,17 (0,00)	0,16 (0,00)	0,12 (0,00)	0,16 (0,00)	0,14 (0,00)
<i>Tax_MED_SIM</i>	-0,14 (0,00)	-0,17 (0,00)	-0,17 (0,00)	-0,17 (0,00)	-0,21 (0,00)	-0,19 (0,00)
<i>Tax_DIF_REL</i>	0,07 (0,02)	0,05 (0,19)	0,10 (0,00)	-0,02 (0,48)	0,05 (0,06)	0,04 (0,15)
<i>Básico</i>	-0,67 (0,04)	-1,24 (0,00)	-1,05 (0,00)	-1,22 (0,00)	-0,69 (0,06)	-0,85 (0,02)
<i>Semimanuf</i>	-0,97 (0,00)	-1,59 (0,00)	-1,55 (0,00)	-1,35 (0,00)	-0,39 (0,31)	-1,16 (0,00)
<i>Exp_PARC</i>	1,38 (0,00)	1,36 (0,00)	1,14 (0,00)	1,56 (0,00)	1,76 (0,00)	1,51 (0,00)
<b>Observações</b>	4173	3971	3959	3892	3774	3698
<b>Medida GAP</b>	-1,05	-1,07	-1,05	-1,13	-1,22	-1,17
<b>Desvio Padrão GAP</b>	3,91	4,02	4,06	4,08	4,11	4,04
<b>R<sup>2</sup></b>	0,041	0,049	0,043	0,047	0,051	0,046
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	0,040	0,047	0,042	0,046	0,050	0,044
<b>Estatística F</b>	30,18	34,25	30,03	32,61	34,28	29,79
<b>Probabilidade F</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Nota: os números entre parênteses correspondem aos *p-values*.

Comparando os *outputs* da regressão, por MQO, sem incorporar o estimador de White, da especificação 17, constantes da Tabela 8, e os *outputs* da regressão, por MQO, incorporando o estimador de White, constantes da Tabela 9, não se verificam diferenças substanciais na coluna referente ao valor-p, do teste t, dos coeficientes estimados, indicando que os resultados obtidos inicialmente não são significativamente afetados pela heteroscedasticidade.

Feita esta constatação, pode-se prosseguir com a análise dos resultados obtidos. Como de modo geral, independentemente da especificação adotada, os coeficientes estimados e suas probabilidades, o coeficiente de determinação e os testes mantêm a consistência entre si, a análise que segue se aterá aos *outputs* referentes à especificação mais completa, qual seja: a regressão, por MQO, incorporando o estimador de White, da especificação (17), Tabela 9.

O ponto de partida são os coeficientes estimados e suas probabilidades. Ao longo do 6 anos analisados, verifica-se que os coeficientes referentes as variáveis *Tax\_MED*,

*Tax\_MED\_SIM* e *Exp\_PARC* mantiveram um comportamento consistente e significativo ao nível de 1%:

- o sinal positivo do coeficiente de *Tax\_MED* indica uma relação direta entre a alíquota média e o GAP (proxy para evasão), o que, conforme esperado, sinaliza no sentido de que quanto maior a alíquota maior a evasão;
- o sinal negativo do coeficiente de *Tax\_MED\_SIM* indica uma relação inversa entre o *gap* de evasão de um determinado produto e a alíquota dos seus similares, o que era esperado, uma vez que quanto menor a alíquota de um produto similar maior o estímulo a prática de classificação incorreta; e
- o sinal positivo do coeficiente de *Exp\_PARC* indica uma relação direta entre a participação relativa do produto no comércio bilateral (importância do produto no comércio) e o GAP (proxy para evasão), o que, conforme esperado, sinaliza no sentido de que quanto maior o fluxo comercial de determinado produto maior a evasão.<sup>18</sup>

Quanto à magnitude dos coeficientes, percebe-se que para as variáveis *Tax\_MED*, *Tax\_MED\_SIM* e *Exp\_PARC* apresentam resultados bastante consistentes, com valores variando, respectivamente, entre 0,13 e 0,17; -0,14 e -0,20; e 1,14 e 1,56. Cabe ressaltar que os coeficientes de *Tax\_MED* e *Tax\_MED\_SIM* assumem valores positivos e menores que um, ou seja, um aumento do imposto implica em um aumento da sonegação, mas não na mesma proporção. Por outro lado, os coeficientes de *Exp\_PARC* maiores que um, indicando que a medida que aumenta a participação do produto na pauta de importação ocorre um aumento mais que proporcional no *gap* de evasão. Os possíveis motivos destes resultados serão discutidos mais adiante quando forem comparados os resultados deste trabalho com aqueles obtidos por Fisman e Wei (2004). Em princípio, no que se refere a estas três variáveis, a dispersão observada nos coeficientes estimados não compromete qualquer análise que pretenda se fazer levando em conta a magnitude dos coeficientes estimados.

Quando consideradas na estimação do modelo somente as tarifas maiores que 10% o coeficiente de *Tax\_MED* aumenta para 0,20, o que reforça o argumento de que alíquotas maiores

<sup>18</sup> Se aceita a hipótese que as maiores importações são realizadas pelos setores mais "ricos" da economia, pode ser feita uma analogia com os resultados do modelo teórico A-S que argumenta: quanto maior a renda do indivíduo maior o estímulo a sonegação.

implicam em maior nível de sonegação, corroborando os resultados teóricos apresentados por Allighan e Sandmo (1972).<sup>19</sup>

Não se pode deixar de considerar que os valores obtidos para o Coeficiente de Determinação, que oscilam entre 0,041 e 0,051, são baixos. Contudo, cabe aqui, mais uma vez, reiterar os argumentos anteriormente apresentados no sentido de que não se deve condicionar a análise dos resultados de uma regressão à magnitude do Coeficiente de Determinação.

Por outro lado, o Teste de Significância Global da Regressão apresenta resultados que indicam que o modelo é globalmente significativo, rejeitando, de forma consistente, nos seis períodos analisados, a hipótese nula de que os coeficientes são conjuntamente iguais a zero. Ou seja, para os coeficientes que atenderam ao nível de significância estabelecido, é no mínimo aceitável considerar o seu sinal.

Os coeficientes estimados das variáveis *dummies*, que serviram de *proxys* para diferenciar os produtos, não se mostraram consistentes ao longo do tempo, apresentando grandes variações e não se enquadraram no nível de significância desejado, de 1%. O resultado das estimações para a variável *Tax\_DIF\_REL*, apesar de apresentar coeficientes consistentes ao longo do tempo, também não atenderam ao nível de significância desejado.<sup>20</sup>

Sendo assim, resumidamente, a análise acima apresentada indica que:

- o comportamento entre *gap* de evasão (*GAP*) e a magnitude da alíquota (*Tax\_MED*), alíquota dos produtos similares (*Tax\_MED\_SIM*) e importância do produto no comércio bilateral (*Exp\_PARC*) respeita a intuição econômica, corroborando os resultados teóricos do modelo A-S;
- a consistência dos coeficientes estimados para as variáveis *Tax\_MED*, *Tax\_MED\_SIM* e *Exp\_PARC* permite, em princípio, que estes sejam utilizados para efeito de previsão; e
- em princípio, estatisticamente não se pode afirmar se a amplitude relativa da tarifa (*Tax\_DIF\_REL*) e o nível de agregação de tecnologia do produto (básico, semimanufaturado ou manufaturado) interferem no nível de evasão (*GAP*).

19 Por motivo de economia de espaço os *outputs* destas estimações não foram reportados.

20 Além de que os coeficientes estimados assumiram valores muito pequenos.

Atendo-se aos resultados obtidos para a variável  $Tax\_MED$ , o fato dos coeficientes estimados assumirem valores menores que 1 indica que o aumento da alíquota do imposto afeta diretamente, mas não proporcionalmente, o *gap* de sonegação, o que pode sinalizar no sentido de que: (i) aumentos de alíquotas são acompanhados por aumentos de *enforcement* governamental; e/ou (ii) o contribuinte brasileiro é averso ao risco.

Deixando de lado as propriedades estatísticas dos resultados obtidos, a partir da derivação da equação (18), abaixo, consegue-se estimar o quanto as importações declaradas são afetadas por um aumento das alíquotas do imposto de importação, conforme a seguir.

$$\log(Exp\_EUA\_BRA) - \log(Imp\_BRA\_EUA) = \alpha_0 + \alpha_1(Tax\_MED) + \varepsilon \quad (18)$$

Diferenciando (18) em relação a  $Tax\_MED$  obtém-se:

$$\frac{d(imp\_BRA\_EUA)/d(Tax\_MED)}{imp\_BRA\_EUA} = \frac{d(Exp\_EUA\_BRA)/d(Tax\_MED)}{Exp\_EUA\_BRA} - \alpha_1 \quad (19)$$

A partir da equação (19) tem-se que um aumento de tarifa provoca diminuição dos valores de importações reportadas de duas maneiras: (i) reduzindo efetivamente o volume importado (primeiro termo do lado direito da equação); e (ii) reduzindo o volume de importações declarado junto à aduana (dado pelo segundo termo do lado direito da equação  $(-\alpha_1)$ ).

Apesar de não existir estimação direta para o primeiro termo do lado direito da equação (19), é razoável considerar que este assuma um valor menor ou igual a zero, uma vez que em geral um aumento de alíquota reduz a quantidade demandada.

Para a análise que se segue foi realizado o seguinte procedimento: (i) multiplicou-se, tanto o numerador quanto o denominador do termo à esquerda da equação (19) por  $Tax\_MED$ ; e (ii) considerou-se o primeiro termo do lado direito da equação (19) igual a zero, obtendo-se:

$$\frac{d(imp\_BRA\_EUA)}{d(Tax\_MED)} * \frac{Tax\_MED}{imp\_BRA\_EUA} * \frac{1}{Tax\_MED} = -\alpha_1 \quad (20)$$

Fazendo  $\frac{d(imp\_BRA\_EUA)}{d(Tax\_MED)} * \frac{Tax\_MED}{imp\_BRA\_EUA} = \varepsilon$ ; onde  $\varepsilon$  é a elasticidade das importações a alíquota do imposto de importação temos:

$$\varepsilon = -\alpha_1(Tax\_MED) \quad (21)$$

Diante disto, para  $\alpha_1 = 0,2$ , as importações se tornam perfeitamente elástica em relação à alíquota média do imposto de importação,  $\varepsilon = 1$ , a partir de uma tarifa de 5%. Do ponto de vista prático, este resultado indica uma grande elasticidade das importações brasileiras oriundas dos EUA, em relação a alíquota do impostos de importação. A explicação para tal fato pode estar na característica dos produtos que compõem a pauta de importação brasileira daquele país. Mais de 90% são produtos manufaturados, dos quais parcela significativa são insumos (p.e. partes e peças de aeronaves) e bens de capital (p.e. maquinas e equipamentos) de alto valor agregado. São produtos que estão relacionados com a decisão de investir e, conseqüentemente, muito sensíveis a aumentos nas alíquotas do imposto de importação, principalmente se considerada a alta rentabilidade do setor financeiro nacional.<sup>21</sup>

Uma outra conclusão interessante que se pode chegar a partir da equação (21) é que, a partir de 5%, qualquer aumento na alíquota do imposto de importação leva a uma diminuição mais que proporcional das importações e, conseqüentemente, da arrecadação. Ou seja, a partir de 5%, um aumento de 1% no imposto de importação leva a uma diminuição das importações de mais de 1%.

### 3.4 Apresentação e Análise dos *Outputs* dos Dados de Painel

Para verificar se o comportamento do modelo se mantêm e buscar solucionar, ao menos em parte, o problema relacionado com a dificuldade de escolher o estimador mais adequado, no que se refere a magnitude, foi realizada a estimação da equação (17) sobre uma base de dados do tipo *panel data*. Para efetivar as estimações dos dados de painel foi utilizado o *software* Stata 7.0.

Conforme Wooldridge (2002), a disposição da base de dados na forma de painel tem duas vantagens básicas: (i) aumenta os graus de liberdade dos modelos; e (ii) minimiza o viés resultante de variáveis não observáveis, permitindo, assim, um melhor controle da heterogeneidade. Em modelos de mínimos quadrados do tipo analisado neste trabalho, onde os interceptos são efeitos individuais específicos a cada produto, as estimativas de painel podem ser

<sup>21</sup> Em geral, o custo de oportunidade da decisão de investir é a remuneração do mercado financeiro. A tendência é de que quanto maior a rentabilidade do mercado financeiro, ou menor a rentabilidade do setor produtivo, menor o estímulo ao investimento na produção. Sendo assim, um aumento na alíquota do imposto de importação, implica em aumento nos custos de investimento, que levam a redução da rentabilidade do investimento do setor produtivo e, conseqüentemente, a um menor nível de investimento, que se reflete em menos importações.



do tipo efeitos aleatórios ou efeitos fixos. No primeiro caso o coeficiente do termo de erro é modelado como independente e identicamente distribuído entre os diferentes produtos e não correlacionado com o termo erro. Já no segundo caso, estes efeitos são fixos no tempo e podem ser correlacionados com os outros regressores. Ou seja, a estimação com efeitos fixos assume que para cada produto existe um intercepto específico, enquanto a estimação por efeitos aleatórios considera um intercepto único para o conjunto dos dados.

Neste contexto, o teste de Hausman permite verificar qual destas duas alternativas é a mais adequada, sob a hipótese nula de que os interceptos individuais não se correlacionam com os outros regressores. Se a hipótese nula for aceita, então as estimativas por efeitos aleatórios são consistentes e eficientes, e as estimativas por efeitos fixos são apenas consistentes, mas não eficientes. Entretanto, se ela for rejeitada, as estimativas por efeitos fixos são preferidas por serem consistentes e eficientes, enquanto as estimativas por efeitos aleatórios não são consistentes. O teste de Hausman baseia-se na diferença dos coeficientes estimados com efeitos aleatórios e efeitos fixos. Uma vez que o modelo com efeitos fixos é consistente quando os interceptos estão correlacionados com as variáveis explicativas, mas o modelo de efeito aleatório é inconsistente, uma diferença estatisticamente significativa nos estimados dos dois modelos é considerada uma evidência contra o modelo de efeitos aleatórios.

Diante destas informações, foram realizadas regressões considerando efeitos fixos e efeitos aleatórios, estando os resultados reportados na Tabela 9, a seguir:

Tabela 9 – *Outputs* da Estimação do *Panel Data*, Efeitos Fixos e Aleatórios

Variáveis Explicativas	Efeitos	
	Fixos	Aleatório
<i>C</i>	-1,41 (0,00)	-1,33 (0,00)
<i>Tax_MED</i>	0,27 (0,00)	0,21 (0,00)
<i>Tax_MED_SIM</i>	-0,30 (0,00)	-0,24 (0,00)
<i>Tax_DIF_REL</i>	0,02 (0,38)	-0,05 (0,03)
<i>Básico</i>	-0,34 (0,36)	-0,94 (0,00)
<i>Semimanuf</i>	-0,15 (0,68)	-1,00 (0,00)
<i>Exp_PARC</i>	0,34 (0,00)	0,30 (0,00)
Observações	23469	23469
Grupos	4652	4652
R <sup>2</sup> Dentro	0,051	0,050
R <sup>2</sup> Entre	0,041	0,049
R <sup>2</sup> Total	0,037	0,041
Estatística F	169,64	1163,67
<b>Probabilidade F</b>	0,00	0,00

Para verificar a qual especificação, efeitos fixo ou aleatórios, os dados se adequam melhor foi realizado o teste de Hausman, no qual aceitar a hipótese nula implica em não rejeitar a especificação com efeitos aleatórios. Na Tabela 10, a seguir, é apresentado o resultado do teste:

Tabela 10 – Resultado do Teste de Hausman

Variáveis Explicativas	Efeitos		Diferença
	Fixos	Aleatório	
<i>Tax_MED</i>	0,27	0,21	0,61
<i>Tax_MED_SIM</i>	-0,30	-0,24	-0,06
<i>Tax_DIF_REL</i>	0,02	0,05	-0,03
<i>Básico</i>	-0,34	-0,94	0,60
<i>Semimanuf</i>	-0,15	-1,00	0,85
<i>Exp_PARC</i>	0,34	0,30	0,04
<b>X<sup>2</sup> Hausman</b>	155,68		
<b>Probabilidade X<sup>2</sup></b>	0,00		

A probabilidade X<sup>2</sup> indica o menor nível de significância para o qual a hipótese nula pode ser rejeitada. Assim, o resultado do teste de Hausman sugere a rejeição da hipótese nula, o que

implica em rejeitar a especificação do tipo efeitos aleatórios, aceitando o modelo estimado com efeitos fixos.

Note-se que os resultados obtidos por meio da análise de painel, no que se refere aos sinais e aos níveis de significância, corrobora aqueles obtidos anteriormente na análise das *cross sections*, sendo verificadas um pequeno aumento na magnitude dos coeficientes estimados das variáveis *Tax\_MED* e *Tax\_MED\_SIM* e uma redução significativa no coeficiente estimado da variável *Exp\_PARC*, que passa a assumir valor menor que 1. No que se refere a *Tax\_MED* e *Tax\_MED\_SIM*, as mudanças na magnitude dos estimadores não comprometem a análise apresentada na secção anterior. No tocante a variável *Tax\_MED*, apesar de ser mantida a intuição econômica de seu comportamento, a mudança em sua magnitude é significativa, sugerindo cuidado na utilização deste resultado para fins que extrapolem a intuição econômica.

## Conclusão

Conforme discutido no Capítulo 1, a identificação dos determinantes da sonegação é assunto que permeia o debate teórico. Neste contexto, os principais pontos considerados são: (i) o nível das alíquotas aplicadas influencia diretamente a decisão do indivíduo de sonegar; e (ii) o nível de *enforcement* do governo influencia o nível de sonegação. No que se refere aos estudos empíricos sobre o assunto existe uma dificuldade inerente ao tema sonegação, qual seja: a indisponibilidade de informações e dados confiáveis. Apesar disto, a literatura apresenta estudos que sinalizam no sentido de que, dado um nível de *enforcement*, o nível das alíquotas é fator determinante de sonegação.

Este trabalho, a partir de uma abordagem análoga àquela apresentada por Fisman e Wei (2004), que toma como *proxy* para a sonegação as discrepâncias entre as informações de exportações na origem e de importações no destino, buscou-se mensurar a existência de influência das alíquotas do imposto de importação sobre a evasão fiscal nas importações, dado um determinado nível de *enforcement*.

Os resultados obtidos permitem concluir que a alíquota, tanto diretamente quanto via produtos similares, tem influência sobre o nível de evasão, indicando a existência de sonegação tanto via subfaturamento quanto via classificação incorreta. A partir de estimação que considerou somente os produtos com alíquotas superiores a 10%, constatou-se que alíquotas maiores do imposto de importação geram *gaps* de evasão maiores. Estes resultados corroboram o modelo básico de evasão proposto por Allighan e Sandmo (1972).

No que se refere a participação relativa de determinado produto no total importado, verificou-se que esta participação tem uma relação direta e positiva com a sonegação. Ou seja, quanto maior a importação de determinado produto maior a sonegação. Este resultado, de certa forma, também encontra amparo na teoria, uma vez que quanto mais se importa, considerando um mesmo importador, maior o custo de oportunidade de recolher corretamente o imposto de importação.

No tocante ao nível de elaboração do produto (básico, semimanufaturado e manufaturado), os resultado obtidos indicam que estas características não são determinantes de sonegação. Também não se mostrou determinante do nível de evasão a amplitude relativa da

tarifa para um determinado produto. Este resultado pode decorrer do fato de que para mais de 90% dos produtos considerados a amplitude observada foi zero, ou seja, inexistência de amplitude.

Deve ser ressaltado, ainda, que a estimação dos dados em painel, considerando efeitos fixos, conforme resultado do teste de Hausman, guardou, em linhas gerais, a coerência com os resultados das estimações dos cortes seccionais, sugerindo, adicionalmente, a existência de peculiaridades não consideradas no modelo, ao nível de produto, que afetam a magnitude do *gap* de evasão.

Os resultados acima reportados são bastante promissores, principalmente no que se refere a exercícios que objetivem identificar o quanto uma variação da tarifa implica em evasão fiscal, uma vez que os coeficientes estimados mostraram-se consistentes e significantes.

Finalmente, cabe ressaltar que a metodologia desenvolvida neste trabalho, originalmente proposta por Fisman e Wei (2004), apresentou-se como uma alternativa viável a ser utilizada no esforço de compreensão dos determinantes da sonegação e sua mensuração. Especificamente, no que se refere ao caso brasileiro, para que maiores conclusões possam ser inferidas, faz-se necessário, em trabalhos futuros, que a proposta aqui apresentada seja replicado para outros parceiros comerciais, o que permitiria identificar se a sonegação nas importações assume características particulares, dependendo do parceiro comercial, ou se tem um padrão comportamental aleatório.

## Referências Bibliográficas

- ALLINGHAN, Michael G. e SANDMO, Agnar, "Income tax evasion: A theoretical analysis". Journal of Public Economics, Vol. 1, 323-338, 1972.
- ANDREONI, James, "IRS as Loan Shark: Tax Compliance with Borrowing Constraints". Journal of Public Economics, Vol. 49, nº 1, 35-46, 1992.
- ANSON, José; CADOT, Olivier e OLARREAGA, Marcelo, 2003. "Tariff Evasion and Customs Corruption: Does PSI Help?". CEPR Discussion Papers 4167, 2003.
- ARNDT, Channing e TARP, Finn, 2004, "On Trade Reform and The Missing Revenue: an Application to Mozambique". Discussion Papers, University of Copenhagen, Institute of Economics, 4-19, 2004
- BALDRY, Jonathan C., "Tax Evasion and Labor Supply". Economics Letters, Vol. 3, nº 1, 53-56, 1979.
- BALDRY, Jonathan C. "The Enforcement of Income Tax Laws: Efficiency Implications". Economic Record, Vol. 60, nº 169, 156-159, 1984.
- BECK, Paul e OH JUNG, Woon, "An Economic Model of Taxpayer Compliance Under Complexity and Uncertainty". Journal of Accounting and Public Policy, Vol. 8, 1-27, 1987.
- BERON, Kurt J.; TAUCHEN, Helen V. e WITTE, Ann Dryden, "The Effect of Audits and Socioeconomic Variables on Compliance". em: J. Slemrod (Eds.) Why People Pay Taxes: Tax Compliance and Enforcement, Ann Arbor: University of Michigan Press, 1992.
- BIRD, Richard M., "Income Tax Reform in Developing Countries; The Administrative Dimension". Bulletin for International Fiscal Documentation, Vol. 37, 3-14, 1983.
- CASANEGRA DE JANTSCHER, Milka, "Administering the VAT". Em: M. GILLIS, C. S. SHOUP e G. SICAT (Eds.) Value-Added Taxation in Developing Countries, 171-179, Washington, D.C.: The World Bank, 1990.
- CLOTFELTER, Charles T., "Tax Evasion and Tax Rates: An Analysis of Individual Returns". Review of Economics and Statistics, Vol. 65, nº 3, 363-373, 1983.
- COWELL, Frank, "Tax Sheltering and the Cost of Evasion". Oxford Economic Papers, Vol. 42, nº 1, 231-243, 1990a.
- COWELL, Frank, "Cheating the Government: The Economics of Evasion". Cambridge: The MIT Press, 1990b.
- CREMER, Helmuth e GAHVARI, Firouz, "Tax Evasion, Concealment, and the Optimal Linear Income Tax". Scandinavian Journal of Economics, Vol. 96, nº 2, 219-239, 1994.
- de WULF, Luc, "Statistical Analysis of Under and Overinvoicing of Imports", Journal of Public Economics 8, 303-323, 1981.

- ENGEL, Eduardo e HINES JR., James R., "*Understanding Tax Evasion Dynamics*". Mimeo, University of Michigan, 1999.
- FEIGE, Edgar L., "*How Big is the Irregular Economy?*". *Challenge*, Vol. 22, nº 5, 5-13, 1979.
- FEENSTRA, Robert, e HANSON, Gordon, "*Aggregation Bias in the Factor Content of Trade: Evidence from US Manufacturing*". *American Economic Review*, Vol. 90, 155-160, 2000.
- FISMAN, Raymond e WEI, Shang-Jin, 2004. "*Tax Rates and Tax Evasion: Evidence from 'Missing Imports' in China*". *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 112(2), pages 471-500, 2004.
- FEINSTEIN, Jonathan, "*An Econometric Analysis of Income Tax Evasion and its Detection*". *RAND Journal of Economics*, Vol. 22, nº 1, 14-35, 1991.
- GREENE, William H., "*Econometric Analysis*". New Jersey: Prentice Hall, 2003.
- GUJARATI, Damador N., "*Econometria Básica*". São Paulo: Makron Books, 2000.
- GUTMANN, Peter M., "*The Subterranean Economy*". *Financial Analysts Journal*, Vol. 33, nº 6, 26-34, 1977.
- HILL, R. Carter; GRIFFITHS, William E. e JUDGE, George G., "*Econometria*". São Paulo: Saraiva, 1999.
- JOHNSTON, Jack e DINARDO, John, "*Metodos Económicos*". Lisboa: McGraw-Hill, 2001.
- KAPLOW, Louis, "*Optimal Taxation with Costly Enforcement and Evasion*". *Journal of Public Economics*, Vol. 43, nº 2, 221-236, 1990.
- MANSFIELD, Charles, "*Tax Administration in Developing Countries*". *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 35, nº 1, 181-197, 1988.
- MAYSHAR, Joram, "*Taxation with Costly Administration*". *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 93, nº 1, 75-88, 1991.
- PENCAVEL, John, "*A Note on Income Tax Evasion, Labor Supply and Nonlinear Tax Schedules*". *Journal of Public Economics*, Vol. 12, nº 1, 115-124, 1979.
- PRITCHETT, Lant. e SETHI, Geeta, "*Tariff Rates, Tariff Revenue, and Tariff Reform: Some Facts*". Papers 1143, World Bank - Country Economics Department, 1993.
- PRITCHETT, Lant e SETHI, Geeta, "*Tariff Rates, Tariff Revenue, and Tariff Reform: Some New Facts*". *World Bank Economic Review*, Oxford University Press, vol. 8(1), 1-16, 1994.
- SANDMO, Agnar, "*The Theory of Tax Evasion: A Retrospective View*". Paper prepared for the nordik Workshop on Tax Policy and Public Economics in Helsinki, 2004.
- SCOTCHMER, Suzanne e SLEMROD, Joel, "*Randomness in Tax Enforcement*". *Journal of Public Economics*, Vol. 38, nº 1, 17-32, 1989.

SCOTCHMER, Suzanne, "*Who Profits from Taxpayer Confusion?*". *Economics Letters*, Vol. 29, n° 1, 49-55, 1989.

SLEMROD, Joel e YITZHAKI, Shlomo, "*Tax Avoidance, Evasion, and Administration*". Em: A.J. AUERBACH e M. FELDSTEIN (Eds.) *Handbook of Public Economics*, Volume 3, 1.425-1.423, Elsevier, 2002.

SMITH, Adam (1776), "*An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*". Glasgow Bicentenary Edition, Oxford: Oxford University Press, 1976.

SOARES, Ilton G e CASTELAR, Ivan, "*Econometria Aplicada com o Uso do Eviews*". Fortaleza: UFC/CAEN, 2003.

TANZI, Vito, "*The Underground Economy in the United States: Estimates and Implications*". *Banco Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, n° 135, 427-530, 1980

TANZI, Vito e CASANEGRA DE JANTSCHER, Milka, "*The Use of Presumptive Income in Moder Tax Systems*". Em: A. CHIANCONE e K. MESSERE (Eds.) *Proceedings of the 42nd Congress of the International Institute of Public Finance*, 37-51, Detroit: Wayne University Press, 1989.

USHER, Dan, "*Tax Evasion and the Marginal Cost of Public Funds*". *Economic Inquiry*, Vol. 24, n° 4, 563-586, 1986.

YITZHAKI, Shlomo, "*A note on 'Income tax evasion: A theoretical analysis'*". *Journal of Public Economics* 3, 201-202, 1974.

YITZHAKI, Shlomo, "*A Note on Optimal Taxation and Administrative Costs*". *American Economic Review*, Vol. 69, n° 2, 475-480, 1979.

WOOLDRIDGE, J. M., "*Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*". Cambridge: MIT Press, 2002.