

## **TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 901**

### **ELASTICIDADES DE ARMINGTON PARA O BRASIL: 1986-2001**

**Octávio Augusto Fontes Tourinho\***  
**Honorio Kume\***  
**Ana Cristina de Souza Pedroso\***

Rio de Janeiro, agosto de 2002

---

\* Da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do IPEA.  
tourinho@ipea.gov.br, kume@ipea.gov.br e anapedroso@ipea.gov.br

**Governo Federal**

**Ministério do Planejamento,  
Orçamento e Gestão**

**Ministro** – Guilherme Gomes Dias

**Secretário Executivo** – Simão Ciríneu Dias

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o IPEA fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais, possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro, e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

**Presidente**

Roberto Borges Martins

**Chefe de Gabinete**

Luis Fernando de Lara Resende

**Diretor de Estudos Macroeconômicos**

Eustáquio José Reis

**Diretor de Estudos Regionais e Urbanos**

Gustavo Maia Gomes

**Diretor de Administração e Finanças**

Hubimaier Cantuária Santiago

**Diretor de Estudos Setoriais**

Luis Fernando Tironi

**Diretor de Cooperação e Desenvolvimento**

Murilo Lôbo

**Diretor de Estudos Sociais**

Ricardo Paes de Barros

## TEXTO PARA DISCUSSÃO

Uma publicação que tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos, direta ou indiretamente, pelo IPEA e trabalhos que, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

# SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 1

2 ELASTICIDADE DE ARMINGTON: BREVE REVISÃO 2

3 FONTE DOS DADOS E PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS 4

4 TESTES DE ORDEM DE INTEGRAÇÃO 6

5 ESTIMAÇÃO DAS ELASTICIDADES 8

6 CONCLUSÕES 14

ANEXO 1 15

ANEXO 2 16

BIBLIOGRAFIA 17

## **SINOPSE**

A abordagem proposta por Armington (1969) tem sido amplamente utilizada para avaliar os impactos de alterações na política comercial, tanto nas aplicações de equilíbrio parcial como nas de equilíbrio geral. Entretanto, as elasticidades de Armington, parâmetros que refletem o grau de substituição entre bens domésticos e importados, são raramente estimadas. Em virtude da inexistência de tais estimativas para o Brasil, o objetivo deste artigo é estimar as elasticidades de Armington para os 28 setores industriais da matriz de insumo-produto brasileira, referente ao período 1986-2000. Inicialmente são discutidos a construção da base de dados e o tratamento dado às séries de preço para levar em conta os efeitos da abertura iniciada em 1990. De acordo com as propriedades dinâmicas das séries, quatro modelos econométricos diferentes serão estimados. São então obtidas elasticidades estatisticamente significativas ao nível de 10% para 25 setores. As estimativas pontuais variam entre 0,16 e 4,95, refletindo os diferentes graus de substituição entre o bem importado e o produto produzido domesticamente na indústria brasileira.

## **ABSTRACT**

The structure introduced by Armington (1969) has been used to analyze trade policy in partial and general equilibrium models. The Armington elasticities, the degree of substitution between domestic and import goods are known to be important, but are seldom estimated empirically. Therefore, we estimate them for 28 industrial sectors, based on the Brazilian Input-Output table over the period 1986-2000. Initially we discuss the construction of the data set and the treatment that was given to the relative prices, for taking into account the trade liberalization initiated in 1990. According to the dynamic properties of the data we estimate four different econometric models. 25 out of the 28 sectors had positive and significant Armington estimates that were significant at the ten-percent level. They range between 0,16 e 4,95, which reflects the different degree of substitutability between domestic and import goods in the Brazilian industry.

# 1 INTRODUÇÃO

Nos próximos anos, o Brasil estará envolvido em diversas negociações comerciais, em vários âmbitos e com abrangência variada: multilateral na Organização Mundial do Comércio (OMC);<sup>1</sup> regional — Acordo de Livre-Comércio das Américas (Alca) e União Européia (UE); e bilateral — África do Sul e México (ampliação), entre outros. Estes acordos de preferências regionais envolvem concessões tarifárias recíprocas que afetam muitos setores e têm impactos complexos sobre a economia nacional.

A avaliação dos efeitos econômicos desses acordos regionais de livre-comércio pode ser feita utilizando-se modelos computáveis de equilíbrio parcial e de equilíbrio geral, e em ambos a política comercial afeta a produção através das mudanças nos preços dos bens e dos fatores de produção. Nos modelos do primeiro tipo examina-se, isoladamente, o efeito direto das reduções tarifárias sobre importações e exportações setoriais. Nos do segundo tipo, leva-se também em consideração a realimentação dos impactos setoriais sobre o conjunto da economia, e vice-versa. Isso permite incorporar à análise as restrições de natureza macroeconômica à política comercial, bem como explicitar o impacto macroeconômico delas. Por exemplo, pode-se calcular não só seu impacto sobre a inflação, o crescimento econômico e o déficit público, como também de que modo aquelas variáveis afetam o desempenho comercial. Em suma, os modelos de equilíbrio geral que permitem avaliar como os aspectos setorial e macroeconômico das alternativas de política interagem no sentido de atenuar ou potencializar o efeito inicialmente desejado.

Nos dois tipos de modelos mencionados, as alterações tarifárias na importação alteram o preço internado do bem importado, relativamente ao do bem doméstico, e essa mudança de preços relativos afeta a fração da demanda total atendida pelas importações. Para analisar esse efeito e tentar prevê-lo, são necessárias informações sobre a intensidade desse efeito, ou seja, a elasticidade de substituição entre bens de origem doméstica e importada, denominada elasticidade de Armington na literatura. Ademais, essas elasticidades devem ser desagregadas por setor produtivo, para considerar a diversidade de situações quanto à possibilidade de substituição da produção interna pelas importações.

Entretanto, apesar da crucial importância de dispor das elasticidades de Armington para avaliar o impacto de medidas de política comercial, a maioria dos países não dispõe de estimativas delas. Nos estudos sobre os impactos das mudanças na política comercial observa-se o uso freqüente de valores de outros países, ajustados ou não, desconsiderando em alguns casos grandes diferenças na estrutura da produção e do consumo.<sup>2</sup> Assim, o objetivo deste trabalho é estimar as elasticidades de

---

<sup>1</sup> Em novembro de 2001, no último encontro da OMC, realizado em Doha, foram colocadas na pauta de negociações questões de fundamental interesse para o Brasil, tais como a possibilidade de redução progressiva dos subsídios na agricultura praticados pelos Estados Unidos e pela UE, a revisão nas regras de aplicação do direito *antidumping* para evitar práticas abusivas, a prioridade das questões de saúde em relação às patentes e a definição do subsídio implícito nos créditos à exportação.

<sup>2</sup> Por exemplo, Sánchez (2001) avalia os custos e os benefícios do Mercosul no Alca utilizando o modelo de equilíbrio geral do Global Trade Analysis Project (GTAP), mas multiplica as elasticidades originais por seis. Harrison *et alii* (2002) analisam os impactos de acordos comerciais regionais e multilaterais no Brasil, usando as elasticidades estimadas para Hong-Kong.

Armington no Brasil, para 28 setores da matriz de insumo-produto, no período 1986-2000. Tais estimativas, que ainda não estão disponíveis na literatura, permitirão maior precisão nas análises de impactos das políticas comerciais, tanto nos modelos de equilíbrio geral como nos de equilíbrio parcial.

Adicionalmente, ao considerar a ordem de integração das séries de preço e quantidade, o procedimento adotado nas estimativas dessas elasticidades apresenta uma contribuição metodológica em relação às técnicas geralmente utilizadas. Assim, dependendo da natureza das séries, aplicamos um dentre quatro métodos de estimação: regressão simples em níveis, modelo vetorial de correção de erros do tipo proposto por Johansen (VEC),<sup>3</sup> equação em primeiras diferenças e equações mistas. Tanto nos testes da ordem de integração como na estimação das equações foram consideradas a possibilidade de quebra estrutural por ocasião da liberalização comercial brasileira, iniciada em 1990, e a possibilidade de ocorrência de fatores sazonais e de tendência temporal. Esta abordagem mais cuidadosa na especificação do modelo tem vantagens empíricas claras no caso brasileiro no período analisado, cuja identificação das elasticidades de longo prazo se mostrou bastante difícil com o uso de métodos mais simples, como aqueles adotados em Gallaway, McDaniel e Rivera (2000).

Além desta introdução, o trabalho está dividido da seguinte forma. Na Seção 2, revemos brevemente o conceito de elasticidades de substituição de Armington. Na Seção 3 descrevemos a base de dados e discutimos alguns problemas empíricos devido à prevalência no período 1985-1990 de um regime de comércio exterior bastante fechado quanto às importações, seguido de uma abertura comercial progressiva. A Seção 4 discute os testes utilizados para determinar a existência de raiz unitária nas séries de preços e de quantidades. A Seção 5 apresenta os diferentes modelos utilizados e os resultados obtidos. Na Seção 6 encontram-se resumidas as principais conclusões.

## 2 ELASTICIDADE DE ARMINGTON: BREVE REVISÃO

A abordagem proposta inicialmente por Armington (1969) no contexto de equilíbrio parcial tem sido amplamente utilizada para avaliar os impactos de alterações na política comercial, tanto nos modelos de equilíbrio parcial como nos de equilíbrio geral.<sup>4</sup> Ela supõe que os produtos são diferenciados segundo o país de origem e que, para cada setor, a demanda total interna é atendida por um bem resultante de uma agregação *Constant Elasticity Substitution* (CES) entre os bens produzidos domesticamente e os importados, como mostra a equação (1):

$$Q_i = \bar{Q}_i \left[ \delta_i M_i^{-\rho_i} + (1 - \delta_i) D_i^{-\rho_i} \right]^{-1/\rho_i} \quad (1)$$

<sup>3</sup> Acreditamos que esta é uma aplicação pioneira, mesmo na literatura internacional, dos métodos desenvolvidos por Johansen (1988) ao problema de estimação de elasticidades de Armington.

<sup>4</sup> Podemos citar, por exemplo, Dervis, de Melo e Robinson (1982) para um modelo-padrão de equilíbrio geral computável (EGC) que utiliza a formulação de Armington, de Melo e Robinson (1989) para uma discussão mais detalhada de sua utilização neste tipo de modelo. Para utilização em modelos de equilíbrio parcial, veja a série de estudos iniciados por Hufbauer e Elliot (1994) para medir o custo social da proteção em diversos países, patrocinado pelo Institute for International Economics, localizado em Washington, D.C.

onde  $Q_i$ ,  $M_i$  e  $D_i$  representam, respectivamente, os índices de quantidade do bem agregado, do produto importado e do bem produzido domesticamente do setor  $i$ ,  $\bar{Q}_i$  o fator de escala e  $\delta_i$  e  $\rho_i$  são parâmetros. O primeiro indica o fator de distribuição, cujo papel pode ser visto mais facilmente supondo  $\rho_i = 1$ , quando então o bem composto é apenas uma combinação de  $M_i$  e  $D_i$ . O segundo parâmetro traduz o formato da curva de indiferença, indicando o grau de substituição entre os produtos importado e doméstico. Portanto, assumimos uma substituição suave entre esses dois bens.

A composição ótima entre esses dois bens é dada pela solução do problema de minimização do custo demanda total, dados o dispêndio e os preços dos produtos importado e doméstico. O resultado obtido, mostrando a distribuição da demanda total entre os bens doméstico e importado, é expresso pela equação (2):

$$\frac{M_i}{D_i} = \left( \frac{\delta_i}{1 - \delta_i} \frac{PD_i}{PM_i} \right)^{\sigma_i} \quad (2)$$

A proporção entre os bens doméstico e importado depende da razão entre os respectivos preços — representados, respectivamente, por  $PD_i$  e  $PM_i$  — e da elasticidade de substituição  $\sigma_i = 1/(1 + \rho_i)$ .

O preço relevante do produto importado é o seu custo internado, quando está disponível para consumo no país, e depende, portanto, do preço externo do bem em moeda estrangeira ( $PE_i$ ), da taxa de câmbio ( $e$ ) e do imposto de importação ( $\tau_i$ ), como explicitado em (3):

$$PM_i = PE_i \cdot e \cdot (1 + \tau_i) \quad (3)$$

De um lado, se não há substituição entre os dois bens, isto é, quando  $\rho_i \rightarrow \infty$  e  $\sigma_i \rightarrow 0$ , a razão entre os produtos importado e produzido internamente independe dos preços relativos. Por outro, quando  $\rho_i \rightarrow -1$  e  $\sigma_i \rightarrow \infty$ , os dois produtos são considerados substitutos perfeitos. Assim, pequenas variações nos preços relativos são suficientes para promover grandes alterações na razão  $M_i/D_i$ . Neste caso, consideramos que o preço doméstico do bem  $i$  é muito sensível ao do competidor importado e a razão entre eles será aproximadamente constante. Finalmente, quando  $\rho_i = 0$  e  $\sigma_i = 1$ , a agregação CES na equação (1) se reduz a um bem do tipo Cobb-Douglas e a relação entre os bens doméstico e importado se torna uma função da razão dos respectivos preços.

Em resumo, a formulação de Armington é adequada para caracterizar a demanda por importações, e além disso o parâmetro  $\sigma$  pode ser estimado a partir de séries temporais para as razões  $M_i/D_i$  e  $PD_i/PM_i$ .

Do ponto de vista conceitual, temos de explicitar qual o período necessário para o ajustamento completo das quantidades em resposta à mudança nos preços da equação (2). Podemos esperar que em um prazo muito curto (alguns meses) o impacto seja pequeno, ao passo que, com a passagem do tempo (anos), os ajustamentos indicados pela relação de preços se reflitam integralmente nas

quantidades importadas. Assim, é fundamental fazer a distinção entre as elasticidades de curto ou de longo prazo.

Neste estudo, nos concentramos em estimar elasticidades de substituição de longo prazo, fazendo o mesmo raciocínio empregado por Gallaway, McDaniel e Rivera (2000) ao justificarem a adoção daquele mesmo horizonte de análise no seu estudo. Esses autores argumentam que a utilização mais usual das estimativas de elasticidades ocorre em análises de estática comparativa, seja em modelos de equilíbrio parcial ou geral. Nesse tipo de abordagem os resultados do experimento controlado são comparados com os do caso-base, supondo que no experimento o sistema econômico dispõe de um período de ajuste suficientemente longo para que o equilíbrio obtido reflita os efeitos totais da política cujos resultados se pretende avaliar.

### 3 FONTE DOS DADOS E PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Esta seção discute, inicialmente, a construção das séries de variáveis que aparecem nas equações (1) a (3) e o tratamento dado às séries de preço para levar em conta os efeitos da abertura da economia iniciada em 1990.

#### 3.1 CONSTRUÇÃO DA BASE DE DADOS

Os dados utilizados são trimestrais, por setor (nível 50) da matriz insumo-produto do IBGE, no período 1986-2000.<sup>5</sup> Os índices de preço ( $PM_i$ ) e de *quantum* das importações ( $M_i$ ) foram calculados pela Fundação Centro de Estudos de Comércio Exterior (Funcex), conforme metodologia descrita em Markwald *et alii* (1999), disponíveis no IPEADATA ([www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)). A taxa de câmbio utilizada ( $e$ ) corresponde à média mensal da cotação oficial de venda. O índice de preço doméstico ( $PD_i$ ) foi aproximado pelo Índice de Preço no Atacado — Oferta Global —, da Fundação Getulio Vargas (IPA-OG-FGV). É necessária a compatibilização entre os setores do IPA e da matriz de insumo-produto, tal como descrita no Anexo 1. Nos casos em que uma atividade da matriz de insumo-produto corresponde a mais de um setor do IPA, o índice de preço foi calculado pela média simples ou ponderada pelo valor da produção, quando este último foi disponível. Os índices de *quantum* da produção industrial foram obtidos do IBGE ([www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)), por gênero e por setor da matriz, e tais dados também necessitaram de compatibilização, como pode ser visto no Anexo 2.

Para calcular a tarifa nominal de cada setor ( $\tau_i$ ), inicialmente os produtos e suas respectivas tarifas da classificação de comércio exterior — Nomenclatura Brasileira de Mercadorias — Sistema Harmonizado (NBM-SH) e Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM-SH) — foram distribuídos em cada setor (nível 80) da matriz de insumo-produto. Em seguida, foi obtida a média aritmética simples das tarifas legais de cada setor (nível 80). Finalmente, a tarifa nominal de cada atividade (nível 50) da matriz de insumo-produto foi calculada como a média ponderada pelo valor de produção de cada setor (nível 80) pertencente a cada setor (nível 50).

---

<sup>5</sup> A base de dados em formato eletrônico, o Anexo 3, está disponível a pedido dos leitores.



O índice de *quantum* das vendas domésticas ( $D_i$ ) foi estimado deflacionando-se o valor das vendas domésticas de cada setor ( $VD_i$ ) pelo respectivo índice de preço doméstico ( $PD_i$ ):

O valor das vendas domésticas totais ( $VDT$ ) foi estimado pela seguinte expressão:

$$VDT_{jt} = (VP_{j85} / 12) * (q_{jt} / q_{85}) * (P_{jt} / P_{85}) - VE_{jt} \quad (4)$$

onde:

$VDT_{jt}$  = valor das vendas domésticas totais em reais do setor  $j$  no mês  $t$ ;

$VP_{j85}$  = valor da produção em reais a preço básico do setor  $j$  em 1985;

$q_{jt}$  = índice de produção física do setor  $j$  no mês  $t$ ;

$q_{85}$  = índice de produção física do setor  $j$ , média mensal em 1985;

$P_{jt}$  = índice de preço doméstico do setor  $j$  no mês  $t$ ;

$P_{85}$  = índice de preço doméstico do setor  $j$ , média mensal em 1985; e

$VE_{jt}$  = valor das exportações em reais do setor  $j$  no mês  $t$ .

No período 1991-1996, o valor da produção doméstica é disponível anualmente na matriz de insumo-produto e, no período 1997-2000, nas Contas Nacionais. Os valores das exportações em reais foram calculados pela Funcex, e estão disponíveis no IPEADATA ([www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)). A partir de 1991 foi adotado o mesmo procedimento descrito anteriormente para o ano de referência de 1985, mas utilizando como base os valores médios do ano anterior.

### 3.2 EFEITOS DA MORATÓRIA E DA ABERTURA

Para construir a série de preços dos produtos importados, supomos que *antes de 1990* valia o seguinte fato estilizado: era nula a tarifa empregada no cálculo do preço internado das importações dos agentes que de fato importaram naquele período. A racionalização dessa hipótese supõe que as importações que de fato ocorreram se enquadraram, *grasso modo*, em duas categorias:

a) importações não-competitivas com a produção doméstica, para as quais as alíquotas da tarifa de importação eram baixas, justamente porque não havia necessidade de proteção à indústria interna. É o caso, por exemplo, de carvão mineral, de petróleo, alguns fertilizantes, bens de capital sem similar nacional, trigo etc.;

b) importações competitivas com a produção nacional, cuja alíquota do imposto de importação era excessivamente elevada. Nesse caso, a importação era viável economicamente quando feita por agentes que conseguiam isenção total (na maioria dos casos) ou parcial da tarifa. Essas importações eram realizadas sob regimes especiais de tributação como, por exemplo, aquele aplicável às empresas estatais, e àquelas vinculadas a projetos de investimentos que, mesmo conduzidos por empresas privadas, eram considerados de interesse nacional — Sudam, Sudene, Conselho de Desenvolvimento Industrial (CDI), Zona Franca de Manaus etc.

Em ambos os casos mencionados, verifica-se que o preço internado relevante pode ser aproximadamente calculado supondo tarifa de importação nula, apesar de ser bastante alta na legislação.<sup>6</sup> Portanto, supõe-se implicitamente que poucas importações pagavam tarifa plena e elevada e, por este motivo, antes de 1990 a variável preço internado das importações foi construída de acordo com a equação (3), mas considerando  $\tau_i = 0$ . Essa é uma situação de demanda reprimida, onde potenciais importadores eram alijados do mercado de importação de bens cuja tarifa era proibitiva, pela incapacidade de conseguir a isenção tributária.

Após 1990, o preço internado também foi calculado de acordo com a equação (3), mas agora incluindo-se a tarifa, pois com a liberalização das importações as tarifas foram reduzidas e os regimes especiais de importação foram extintos, permanecendo apenas aqueles vinculados à Zona Franca de Manaus, a *drawback* e acordos internacionais.

Por último, o deslocamento da curva de demanda de importações proporcionado pelo livre acesso às importações, desde que feitas com pagamento integral do imposto de importação, foi incorporado nas equações estimadas através de uma variável *dummy*, que assume valor um a partir do último trimestre de 1990.<sup>7</sup>

#### 4 TESTES DE ORDEM DE INTEGRAÇÃO

O método a ser empregado na estimação da equação (2) depende da natureza das séries. Para verificarmos a ordem de integração das séries de preço e de quantidade, utilizamos as estatísticas de Dickey e Fuller (1981) e de Perron (1989), como se descreve a seguir.

Para implementar o teste da raiz unitária de modo sistemático, no que se refere à inclusão da constante e da tendência temporal, adotamos o procedimento proposto por Doldado, Jenkinson e Sosvilla-Rivero (1990).<sup>8</sup>

Seja  $x_i^1 = \log(M_i/D_i)$  e  $x_i^2 = \log(PD_i/PM_i)$ . Como os procedimentos do teste da raiz unitária serão realizados tanto para a razão de preços quanto para a de quantidades, utilizaremos ao longo desta seção a variável  $x$  para representar aquelas duas razões, indistintamente.

Vamos estimar inicialmente a equação (5), que inclui uma tendência, uma constante e componentes auto-regressivos, e testaremos a existência de raiz unitária ( $\gamma = 0$ ) utilizando a estatística ADF. Caso aquela hipótese seja rejeitada, conclui-se que não existe raiz unitária e o procedimento é concluído.

---

<sup>6</sup> Segundo Kume (1990), neste período cerca de 70% das importações, exclusive petróleo, eram realizados através de regimes especiais de tributação. Além disso, ocorria a presença generalizada de tarifas redundantes, o que inviabilizava as importações competitivas fora dos regimes especiais de tributação na importação.

<sup>7</sup> As restrições às importações foram extintas oficialmente em março de 1990 com a posse do novo governo. No entanto, as barreiras não-tarifárias, que de fato controlavam as importações, foram efetivamente retiradas somente em julho do mesmo. Assim, apenas no último trimestre, os agentes econômicos passaram a perceber a liberdade de importações.

<sup>8</sup> Este procedimento foi implementado utilizando as rotinas URAUTO e URADF do *software* RATS que podem ser encontradas em [www.estima.com](http://www.estima.com)

$$\Delta x_t = a_0 + \gamma x_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Como este teste é caracterizado pela baixa potência, caso não rejeitemos a raiz unitária, testaremos a hipótese conjunta de existência daquela e ausência de tendência ( $a_2 = \gamma = 0$ ), utilizando a estatística  $\phi_3$  de Dickey-Fuller (1981). Se rejeitarmos esta hipótese conjunta, testaremos novamente  $\gamma = 0$ , utilizando a distribuição normal, e o procedimento é, então, finalizado. Se não conseguirmos rejeitar esta hipótese conjunta, supomos que o processo gerador dos dados pode ser expresso pela equação (6) e novamente realizamos o teste da raiz unitária com a estatística ADF:

$$\Delta x_t = a_0 + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Se a hipótese nula de raiz unitária for rejeitada nesta especificação, o procedimento é finalizado. Caso não a rejeitemos, testaremos a hipótese nula de  $c_1 = \gamma = 0$ , utilizando a estatística  $\phi_2$  de Dickey-Fuller (1981). Se rejeitarmos esta hipótese conjunta, testaremos novamente  $\gamma = 0$ , utilizando a distribuição normal, e o procedimento é, então, finalizado. Não rejeitando a hipótese  $c_1 = \gamma = 0$ , testaremos a raiz unitária de acordo com a especificação da equação (7), utilizando a estatística ADF. Caso aceitemos (rejeitemos)  $\gamma = 0$ , concluiremos que a série apresenta (não apresenta) raiz unitária:

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Em cada uma das equações (5), (6) e (7), o número de defasagens utilizado ( $p$ ) foi escolhido de acordo com o critério *general to simple*, partindo de um número máximo igual a cinco. Se a quinta defasagem for significativa ao nível de 5%, a mesma é mantida. Caso aquela não seja, a equação é estimada novamente, com quatro defasagens, sendo novamente verificado o nível de significância da última defasagem. O procedimento continua até que o coeficiente da última defasagem do componente auto-regressivo seja significativo ao nível de 5%. Os valores críticos para as estatísticas ADF foram retirados de Hamilton (1994) para um nível de significância de 10%.

É importante enfatizar que os resultados dos testes anteriormente descritos podem não ser conclusivos, caso haja quebra estrutural na série, já que as estatísticas ADF têm um viés favorável à não-rejeição da raiz unitária. Por isso, para as séries que apresentaram raiz unitária no procedimento anteriormente descrito aplicamos o teste de Perron (1989), optando por modelar a quebra estrutural utilizando o *changing growth model*. A equação (8) descreve este modelo e foi construída de modo a acomodar tanto a hipótese nula quanto a hipótese alternativa do teste. Na hipótese nula supomos a existência de raiz unitária com mudança no intercepto do processo no instante de quebra estrutural. Na hipótese alternativa supõe-se que o processo seja estacionário com mudança na inclinação da linha de tendência determinística no momento da quebra.

$$x_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t^* + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

A hipótese nula impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (8):  $\alpha = 1$ ,  $\gamma = 0$ ,  $\beta = 0$  e  $\theta \neq 0$

A hipótese alternativa impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (8):  $\alpha < 1$ ,  $\beta \neq 0$ ,  $\gamma \neq 0$  e  $\theta = 0$

onde:

$T_B$  = é a data da quebra estrutural;

$DU_t = 1$ , se  $t > T_B$  e  $DU_t = 0$ , caso contrário; e

$DT_t^* = t - T_B$  se  $t > T_B$  e  $DT_t^* = 0$ , caso contrário.

A data considerada para a quebra das séries foi o quarto trimestre de 1990, e os valores críticos utilizados foram os de Perron (1989), com nível de significância de 10%. O teste foi aplicado de modo seqüencial, adicionando componentes auto-regressivos até que a hipótese de autocorrelação serial fosse rejeitada no teste de Ljung-Box, com nível de significância de 5%. O fluxograma a seguir, descrito por Enders (1995), sintetiza o procedimento.

## 5 ESTIMAÇÃO DAS ELASTICIDADES

Nesta seção discutimos a metodologia de estimação da equação (3) e apresentamos as equações estimadas e os valores obtidos para as elasticidades de Armington.

### 5.1 METODOLOGIA

A equação (2) submetida à transformação logarítmica é uma relação de longo prazo entre  $x_i^1 = \log(M_i/D_i)$  e  $x_i^2 = \log(PD_i/PM_i)$ . Deixando, para simplificar a notação, de utilizar o índice de produto  $i$ , pois a mesma metodologia se aplica a todos os setores,<sup>9</sup> e fazendo  $\mathbf{x}' = (x^1 \ x^2)$ , podemos escrever a equação para todos os períodos  $t$  como na equação (9), onde  $\beta' = (1, -\sigma)$  e  $\mu = \log[\delta/(1-\delta)]$ , introduzindo um erro estocástico  $\varepsilon_t$ :

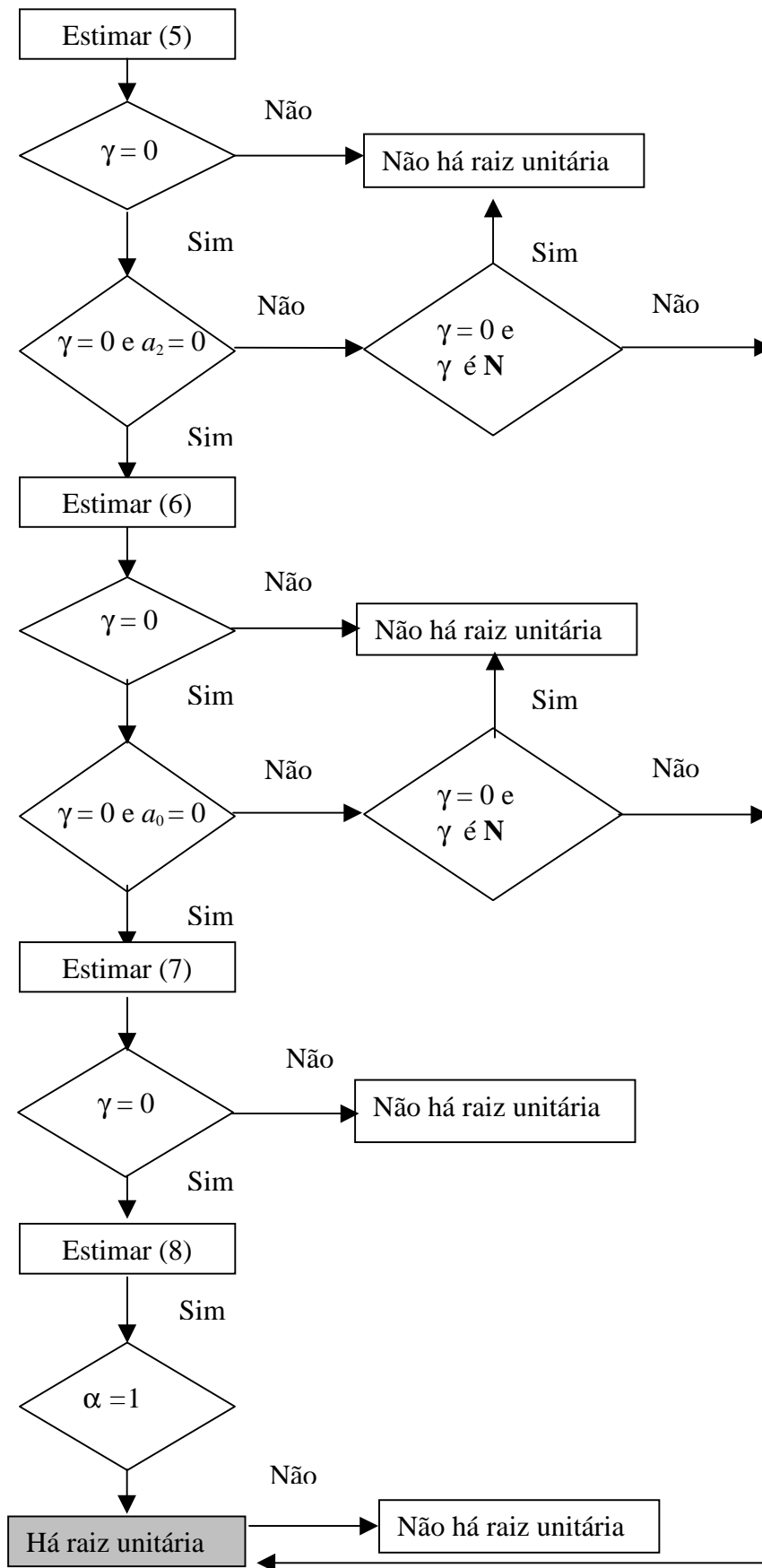
$$\beta' \mathbf{x}_t - \mu = \varepsilon_t \quad (9)$$

Ao estimar esta equação devemos levar em conta que ela deve ser vista como uma relação de longo prazo, ou seja, que a elasticidade de Armington é um parâmetro estrutural.

Empregando uma abordagem similar àquela sugerida por Gallaway, McDaniel e Rivera (2000), escolhamos a formulação da equação a ser estimada com base na ordem de integração das séries  $x^1$  e  $x^2$ , determinadas como descrito na Seção 4. Cada uma delas pode ter ou não raiz unitária  $I(1)$ . Caso não haja raiz unitária, ela pode ou não ser estacionária, mas o procedimento a seguir é idêntico nesses dois

<sup>9</sup> A estimação da elasticidade é feita para cada um dos produtos aqui considerados individual e isoladamente.

## FLUXOGRAMA DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA



casos, e derivado na hipótese de que a série é I(0). As quatro possibilidades e os modelos utilizados em cada um dos casos são apresentados na Tabela 1, e cada um deles é discutido nas subseções a seguir.

TABELA 1  
Tabela de Decisão para o Tipo de Modelo a ser Estimado

	Preços ( $x^2$ )	
Quantidades ( $x^1$ )	I(0)	I(1)
I(0)	A: níveis	C: níveis
I(1)	B: diferenças	D: co-integração

Fonte: Elaboração própria.

Para a estimação, acrescentamos outras variáveis de controle à equação (9), no caso do modelo A, ou às suas versões transformadas, nos casos dos modelos B e C. A primeira é uma *dummy*, para levar em conta os efeitos da abertura da economia em 1990, discutidos na Subseção 3.2, assumindo os valores  $d_t = 1$  para  $t \geq 1991:1$  e  $d_t = 0$  nos outros períodos. A segunda é uma tendência temporal ( $t$ ), que visa capturar outros fatores que possam ter provocado mudanças estruturais no *quantum* de importações e não se refletiram no preço relativo. A terceira é um vetor de *dummies* sazonais ( $z_t$ ), cuja razão é auto-explicativa.

Nos casos dos modelos A, B e C, inicia-se o processo de estimação com a especificação mais geral, que inclui todas os efeitos anteriores. Em seguida, eliminam-se as variáveis não-significativas e, finalmente, estima-se novamente a equação simplificada.

### 5.1.1 Modelo A

O caso mais simples ocorre quando ambas as séries são estacionárias e podemos obter a elasticidade de longo prazo a partir de uma regressão da equação (9), utilizando as variáveis em níveis, considerando  $x^1$  como variável endógena e  $x^2$  como exógena, e incluindo os efeitos já descritos, como representada na equação (10).

$$x_t^1 = \mu + \sigma x_t^2 + \lambda d_t + \xi \cdot z_t + \gamma t + \varepsilon_t \quad (10)$$

A equação é inicialmente estimada através de mínimos quadrados ordinários (MQO) e, caso a estatística Durbin-Watson indique a existência de correlação serial de primeira ordem nos resíduos, a equação é reestimada pelo método da máxima verossimilhança, admitindo uma estrutura auto-regressiva de primeira ordem para os erros. Disso resultam não só estimativas para os valores e intervalos de confiança dos parâmetros na equação (10), como também do parâmetro do termo auto-regressivo ( $\rho$ ), o que nos permite calcular a elasticidade de Armington de longo prazo como  $\sigma/(1-\rho)$ .

No caso (raro) em que o procedimento mostrado indica a possibilidade de existência de raiz unitária nos resíduos, isto é, a unidade está no intervalo de confiança de  $\rho$ , a equação é estimada novamente em primeiras diferenças, na forma da equação (11), incluindo também defasagens da variável de preço entre as

explicativas. O número de defasagens incluídas pode ser nulo, sendo igual àquele determinado no procedimento do teste das propriedades de integração da série.<sup>10</sup>

$$\Delta x_t^1 = \mu + \sigma \Delta x_t^2 + \sum_{l=0}^{\tau} v_l x_{t-l}^2 + \lambda d_t + \xi \cdot z_t + \gamma t + \varepsilon_t \quad (11)$$

### 5.1.2 Modelos B e C

Os casos em que a ordem de integração das duas séries não coincide são difíceis de racionalizar economicamente. Além disso, a estimação dessas equações não-balanceadas é bastante incômoda. Esta dificuldade é lembrada por outros autores, que, no entanto, reconhecem a necessidade de contorná-la da melhor maneira possível, como, por exemplo, afirmam Maddala e Kim (1998, p. 252): *Should one estimate unbalanced equations? Of course not, if it can be avoided. But if it has to be done, one has to be careful in their interpretation and use appropriate critical values*. Indicamos a seguir como tratamos os dois casos desbalanceados da Tabela 1.

Quando  $x^1$  é I(1) e  $x^2$  é I(0), a equação (9) é estimada em primeiras diferenças, conforme a equação (13), procedimento também adotado por Gallaway, McDaniel e Rivera (2000). Este caso é consistente com a ordem de integração das séries, pois a diferenciação permite estimar uma regressão entre séries I(0).

Quando  $x^1$  é I(0) e  $x^2$  é I(1), estimamos a equação em níveis, incluindo tantas defasagens da variável preço quanto aquelas utilizadas no teste da ordem de integração da série e mais uma, como indicada na equação (12).

$$x_t^1 = \mu + \sigma x_t^2 + \sum_{l=0}^{\tau+1} v_l x_{t-l}^2 + \lambda d_t + \xi \cdot z_t + \gamma t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Se na estimação da equação (12) há indicações de existência de correlação serial dos resíduos, a equação é reestimada por máxima verossimilhança, admitindo uma estrutura auto-regressiva de primeira ordem para os erros, e a elasticidade de Armington de longo prazo é estimada como  $\sigma/(1-\rho)$ , tal como foi feito no caso do modelo A na mesma situação. Do mesmo modo, quando neste processo a estimativa do coeficiente de correlação serial resulta próxima à unidade, o modelo é estimado novamente na forma da equação (11).

### 5.1.3 Modelo D

Quando preços e quantidades são integrados, a elasticidade de Armington de longo prazo pode ser obtida da relação de co-integração. É fácil ver que a equação (9) pode ser inserida na formulação genérica de Johansen que, particularizada para o caso em que não há tendência temporal e apenas uma defasagem é incluída no VAR, pode ser expressa como na equação (13)

$$\Delta \mathbf{x}_t = \alpha(\beta' \mathbf{x}_{t-1} - \mu) + \varepsilon_t \quad (13)$$

<sup>10</sup> A Seção 4 mostra como o número de defasagens utilizado para o teste ADF foi obtido endogenamente, através de uma seqüência de testes encadeados.



onde  $\alpha$  é um vetor que indica como a relação de co-integração é utilizada para ajustar de modo incremental o valor de  $\mathbf{x}$ , ou seja, é o vetor de coeficientes do termo de correção de erro. O vetor de resíduos  $\varepsilon_t$  deve ser i.i.d. com média zero e variância  $\Omega$ . A equação (13) pode ser escrita de modo mais geral, incluindo uma tendência temporal e  $k$  defasagens da primeira diferença do vetor das variáveis, como na equação (14):

$$\Delta \mathbf{x}_t - \gamma = \alpha (\beta' \mathbf{x}_{t-1} - \beta' \gamma(t-1) - \mu) + \sum_{\tau=1}^{k-1} \Gamma_{\tau} (\Delta \mathbf{x}_{t-\tau} - \gamma) + \varepsilon_t \quad (14)$$

As matrizes  $\Gamma_{\tau}$  são  $2 \times 2$  e fornecem os pesos das componentes auto-regressivas do processo. O número de defasagens a serem incluídas na equação, representada por  $\tau$ , foi escolhido de modo a maximizar a estatística de verossimilhança da equação.<sup>11</sup> Na equação (14),  $\gamma$  é um vetor  $2 \times 1$ , cujas componentes traduzem a tendência temporal de crescimento das variáveis. Portanto, o termo  $\beta' \gamma(t-1)$  é um escalar que mostra como as tendências temporais dos preços e quantidades se incorporam à relação de co-integração.

$$\Delta \mathbf{x}_t - \gamma = \alpha [\beta' \mathbf{x}_{t-1} - (\beta' \gamma(t-1) + \lambda d_t + \mu)] + \sum_{\tau=1}^{k-1} \Gamma_{\tau} (\Delta \mathbf{x}_{t-\tau} - \gamma) + \varepsilon_t \quad (15)$$

Como a relação de co-integração [o termo entre colchetes na equação (15)] foi normalizada com relação às quantidades,<sup>12</sup> pode-se interpretar a soma dentro dos parênteses como o efeito de longo prazo que seria produzido, caso o parâmetro de distribuição na formulação CES da equação (1) fosse variável e dependente do regime de comércio exterior. Essa dependência com relação ao regime de comércio aparece através da *dummy* de abertura  $d_t$ , definida anteriormente. Para ver isso, pode-se representar esse parâmetro de distribuição generalizado por  $\delta_t$  e defini-lo de modo implícito pela equação (16):

$$\log [\delta_t / (1 - \delta_t)] = \beta' \gamma(t-1) + \lambda d_t + \mu \quad (16)$$

Portanto, a equação (15) considera as importantes modificações que possam ter ocorrido na equação de demanda de importações, mas de modo limitado, pois é condicionada à manutenção da hipótese de que a elasticidade de substituição  $\sigma$  tenha sido constante por todo o período.

A inclusão de uma tendência temporal e a da variável *dummy* de abertura na equação podem ser racionalizadas como uma tentativa de levar em conta variações de *qualidade* dos bens e de *composição* dos agregados que não podem ser adequadamente considerados na construção do índice de *quantum* das importações. É o caso, por exemplo, das importações de bens eletroeletrônicos, e de computadores pessoais em particular, que aumentaram muito nos últimos anos da série, e onde há grande variação das características e composição dos bens agregados. Aquela formulação supõe que parte dessas mudanças ocorreu de maneira progressiva ao longo do

<sup>11</sup> O procedimento adotado foi reduzi-lo progressivamente a partir de um valor máximo arbitrário de oito trimestres, correspondentes a dois anos, observando o critério anterior. Esta defasagem máxima foi escolhida na pressuposição de que em dois anos a maior parcela dos efeitos de um choque já teria sido absorvida pelo sistema.

<sup>12</sup> O coeficiente da primeira componente de  $\mathbf{x}$  em  $\beta$  é unitário, como se vê na equação (9).



período, enquanto outras foram decorrentes da mudança de regime de comércio exterior, e permite ao procedimento de estimação alocar esses efeitos àquelas variáveis.

## 5.2 RESULTADOS

A equação (9) foi estimada do modo descrito na Subseção 5.1 para os setores da matriz de insumo-produto com importação positiva,<sup>13</sup> exceto agropecuária e serviços. Foram, portanto, estimadas equações para 28 setores, listados na Tabela 2, e obtidas estimativas significativas ao nível de 10%, para 25 deles. Para todos eles, exceto o último, o sinal da elasticidade é o correto.

TABELA 2  
Estimativa da elasticidade de Armington para o Brasil — 1986-2001

Setores	Ordem de Integração		Modelo	Elasticidade	Desvio-padrão
	$x^1$	$x^2$			
Automóveis, caminhões e ônibus	I(0)	I(0)	A	4,95**	1,16
Abate e preparação de carnes	I(0)	I(0)	A	3,47**	1,18
Madeira e mobiliário	I(1)	I(1)	D	2,73**	0,46
Indústrias diversas	I(1)	I(1)	D	2,46**	0,28
Beneficiamento de produtos de origem vegetal, fumo	I(0)	I(0)	A	2,35**	0,73
Óleos vegetais e gordura para alimentação	I(0)	I(0)	A	2,22**	0,80
Indústria têxtil	I(1)	I(1)	D	1,82**	0,40
Máquinas e tratores	I(1)	I(1)	D	1,78**	0,25
Vestuário e acessórios	I(1)	I(1)	D	1,72**	0,45
Metalurgia dos não-ferrosos	I(0)	I(0)	A	1,39**	0,31
Elementos químicos não-petroquímicos	I(0)	I(0)	A	1,24**	0,45
Indústria da borracha	I(1)	I(1)	D	1,18**	0,16
Outros produtos metalúrgicos	I(1)	I(1)	D	1,14**	0,21
Material plástico	I(1)	I(1)	D	1,12**	0,20
Outros produtos alimentares e bebidas	I(1)	I(1)	D	0,96**	0,14
Petróleo, gás natural, carvão e outros combustíveis	I(0)	I(0)	A	0,82**	0,37
Minerais não-metálicos	I(0)	I(1)	C	0,76**	0,27
Calçados, artigos de couro e peles	I(0)	I(1)	C	0,57**	0,28
Químicos diversos	I(0)	I(0)	A	0,56**	0,14
Papel e gráfica	I(1)	I(0)	B	0,54**	0,16
Farmacêuticos e perfumaria	I(0)	I(1)	C	0,52**	0,36
Outros veículos, peças e acessórios	I(0)	I(0)	A	0,26**	0,12
Refino do petróleo e indústria petroquímica	I(1)	I(0)	B	0,23**	0,17
Equipamentos eletrônicos	I(0)	I(1)	C	0,23**	0,11
Material elétrico	I(0)	I(1)	C	0,16**	0,10
Leite e laticínios	I(0)	I(0)	A	1,83	1,76
Siderurgia	I(0)	I(1)	C	0,22	0,37
Extrativa mineral	I(0)	I(0)	A	-2,28	0,71

Considerando a classificação de tipo de modelo da Tabela 1, ocorreram 10 casos de modelo A (estimação em níveis), nove do modelo D (estimação por co-integração), ambas situações em que as ordens de integração dos preços e quantidades coincidem. Estes são também os casos em que a estimativa da elasticidade apresenta menor desvio-padrão. Há nove casos de equações não-balanceadas: dois do tipo B e sete do tipo C, ainda considerando a classificação da Tabela 1. Nestes casos a elasticidade estimada é menor e mais incerta, como se poderia esperar, pois o descompasso na

<sup>13</sup> As rotinas de estimação foram programadas no *software* RATS 3.1. A listagem de equações estimadas geradas por tal rotina, o Anexo 4, está disponível a pedido dos leitores.

ordem de integração já é uma indicação de uma associação mais fraca entre quantidades e preços relativos.

As estimativas pontuais da elasticidade de substituição variam em uma ampla gama de valores, refletindo as diferentes medidas em que o bem importado substitui o bem produzido domesticamente. Essa dispersão é encontrada freqüentemente na literatura internacional e é mais ampla nos estudos que utilizam uma desagregação setorial maior do que a empregada aqui. Em alguns casos, os desvios-padrão dessas estimativas implicam intervalos de confiança bastante amplos, sugerindo que não devemos nos prender excessivamente àquelas estimativas pontuais, sendo preferível encarar os valores da Tabela 2 como indicadores da ordem de grandeza da elasticidade de Armington de longo prazo.

A Tabela 3 sintetiza essa variabilidade setorial segundo a amplitude das elasticidades de substituição. Podemos notar que metade dos setores apresenta elasticidade maior do que a unidade, e que para os 14 restantes as elasticidades são menores do que a unidade, ou são não-significativas. A média aritmética das elasticidades estimadas é igual a 1,41, com desvio-padrão de 1,15. As elasticidades estimadas e, portanto, o seu valor médio dependem da desagregação adotada, pois a possibilidade de substituição depende da similaridade entre o bem importado e o produzido domesticamente. Esta, por sua vez, tende a ser maior quanto maior for o nível de desagregação.

TABELA 3

Faixas de Elasticidades de Armington e Número de Setores

Número de setores	Elasticidade	Qualificação
2	Maior do que 3	Muito alta
7	Entre 1,5 e 3	Alta
8	Entre 0,75 e 1,5	Média
8	Menor do que 0,75	Baixa
3	Não-significativa	Nula*

Fonte: Elaboração própria.

\*Nestes casos tomaremos provisoriamente a elasticidade de longo prazo como sendo nula, apesar da possibilidade da ocorrência de problemas de especificação na aplicação da hipótese de Armington a estes setores. Por exemplo, as importações de produtos siderúrgicos e de minerais não-metálicos parecem se revestir de especificidades que nos levariam a classificá-las como importações não-competitivas, ou seja, importações de insumos indispensáveis à produção que não são fabricados no Brasil, o que desautoriza o emprego da equação (2) para caracterizar as importações desses setores.

## 6 CONCLUSÕES

Neste trabalho estimamos um conjunto inédito de elasticidades de substituição de Armington para 28 setores industriais da matriz de insumo-produto, para o período 1986-2000, e obtivemos resultados estatisticamente significativos ao nível de 10%, para 25 setores.

As estimativas pontuais variam entre 0,16 e 4,95, refletindo os diferentes graus de substituição entre o bem importado e o produto produzido domesticamente na indústria brasileira. Elasticidades de substituição maiores do que a unidade foram obtidas para 14 setores, enquanto em 11 a substituição é inelástica. Apenas três setores apresentaram valores não-significativamente diferentes de zero.

Acreditamos que o uso dessas elasticidades permitirá uma avaliação mais precisa dos impactos econômicos das mudanças na política comercial, tanto em modelos de equilíbrio parcial como nos de equilíbrio geral.

## ANEXO 1

### Compatibilização dos setores da matriz de insumo-produto e do IPA

Setor da matriz de insumo-produto (nível 50)	Setor do IPA-OG-FGV (coluna)
Extrativa mineral	Extrativa mineral (28)
Petróleo, gás natural, carvão e outros combustíveis	Combustíveis e lubrificantes (54)
Minerais não-metálicos	Calcários e silicatos (30)
Siderurgia	Ferro, aço e derivados (32)
Metalurgia dos não-ferrosos	Metais não-ferrosos (33)
Outros produtos metalúrgicos	Metalúrgica total (31)
Máquinas e tratores	Máquinas e equipamentos industriais (36)
Material elétrico	Material elétrico total (38)
Equipamentos eletrônicos	Material elétrico, outros (41)
Automóveis, caminhões e ônibus	Veículos a motor (43)
Outros veículos, peças e acessórios	Veículos a motor (43)
Madeira e Mobiliário	Madeira (45), mobiliário total (46)
Papel e gráfica	Papel e papelão (50)
Indústria da borracha	Borracha (51)
Elementos químicos não-petroquímicos	Química outros (58)
Refino do petróleo e indústria petroquímica	Química total (53)
Químicos diversos	Química total (53)
Farmacêuticos e perfumaria	Produtos farmacêuticos (81), perfumaria, sabões e velas (82)
Material plástico	Matérias plásticas (56), produtos de matérias plásticas (83)
Indústria têxtil	Tecidos e fios naturais (60), tecidos e fios artificiais e sintéticos (61), malharia (62)
Artigos do vestuário e acessórios	Vestuário (63)
Calçados, artigos de couro e peles	Calçados (64)
Beneficiamento de produtos de origem vegetal, fumo	Produtos alimentares, total (71)
Abate e preparação de carnes	Carnes e pescado (78)
Leite e laticínios	Leite e derivados (79)
Óleos vegetais e gordura para alimentação	Óleos e gorduras (74)
Outros produtos alimentares e bebidas	Sal, rações e outros (80), bebidas (66)
Indústrias diversas	Indústria de transformação total (29)
Abate e preparação de carnes	Carnes e pescado (78)

## ANEXO 2

### Compatibilização entre os Setores da Matriz de Insumo-Produto e os Gêneros da Indústria

	Período	
	1986-1990	1991-1999
Classificação utilizada	Setor: gênero (g) ou matriz (m)	Setor: gênero (g) ou matriz (m)
Extrativa mineral	Extração de minerais metálicos (m)	Extrativa mineral (g)
Petróleo, gás natural, carvão e outros combustíveis	Extração de petróleo e gás natural (m)	Extração de petróleo e gás natural (m)
Minerais não-metálicos	Produtos de minerais não-metálicos (g)	Produtos de minerais não-metálicos (g)
Siderurgia	Laminados de aço (m)	Siderurgia (m)
Metalurgia dos não-ferrosos	Metalurgia básica (g)	Metalurgia dos não-ferrosos (m)
Outros produtos metalúrgicos	Outros metalúrgicos (g)	Outros produtos metalúrgicos (m)
Máquinas e tratores	Mecânica (g)	Mecânica (g)
Material elétrico	Material elétrico e de comunicações (g)	Aparelhos e equipamentos elétricos (inclusive eletrodomésticos), máquinas de escritório (m)
Equipamentos eletrônicos	Material elétrico e de comunicações (g)	Material para aparelhos eletrônicos e de comunicação (m) e aparelhos receptores de TV, rádio e equipamentos de som (m)
Automóveis, caminhões e ônibus	Automóveis e camionetas (m)	Automóveis, utilitários, caminhões e ônibus (m)
Outros veículos, peças e acessórios	Motores e autopeças (m)	Motores e peças para veículos (m)
Madeira e mobiliário	Indústria de transformação total (g)	Indústria da madeira (m) e indústria do mobiliário (m)
Papel e gráfica	Papel e papelão (g)	Papel e papelão (g)
Indústria da borracha	Borracha (g)	Indústria da borracha (g)
Elementos químicos não-petroquímicos	Química total (g)	Elementos químicos, não-petroquímicos ou carboquímicos (m) e destilação de álcool (m)
Refino do petróleo e indústria petroquímica	Petroquímica, refino e destilação de carvão de pedra (g)	Refino de petróleo (m), petroquímica básica e intermediária (m) e resinas, fibras e elastômeros (m)
Químicos diversos	Química outros (g)	Adubos, fertilizantes e corretivos para o solo (m) e produtos químicos diversos (m)
Farmacêuticos e perfumaria	Produtos farmacêuticos e veterinários (g) e perfumaria, sabões e velas (g)	Indústria farmacêutica (m) e indústria de perfumaria, sabões e velas (m)
Material plástico	Produtos de matérias plásticas (g)	Produtos de matérias plásticas (g)

(continua)

(continuação)

	Período	
	1986-1990	1991-1999
Indústria têxtil	Têxtil (g)	Têxtil (g)
Artigos do vestuário e acessórios	Vestuário, calçados e artefatos de tecidos (g)	Artigos do vestuário e acessórios (m)
Calçados, artigos de couro e peles	Calçados (m)	Calçados (m)
Beneficiamento de produtos de origem vegetal, fumo	Produtos alimentares (g)	Beneficiamento de arroz (m), moagem de trigo (m) e beneficiamento de outros produtos de origem vegetal para alimentação (m)
Abate e preparação de carnes	Abate e preparação de carnes (m)	Abate de animais (excluídas aves) e preparação de carnes (m) e abate e preparação de aves (m)
Leite e laticínios	Laticínios (m)	Resfriamento e preparação do leite e laticínios (m)
Óleos vegetais e gordura para alimentação	Refino de óleos e gorduras para alimentação (m)	Óleos vegetais em bruto (m) e refino de óleos vegetais e fabricação de gorduras para alimentação (m)
Outros produtos alimentares e bebidas	Produtos alimentares (g) e bebidas (g)	Outras indústrias alimentares (m) e indústria de bebidas (m)
Indústrias diversas	Indústria de transformação total (g)	Indústria de transformação (g)

## BIBLIOGRAFIA

- ARMINGTON, P. S. A theory of demand for products distinguished by place of production. *IMF Staff Papers*, v. 16, n. 1, 1969.
- DERVIS, K., MELO, J. de, ROBINSON, S. *General equilibrium models for development policy*. Cambridge: Cambridge University Press, 1982.
- DICKEY, D., FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, July 1981.
- DOLDADO, J., JENKINSON, T., SOSVILLA-RIVERO, S. Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Surveys*, v. 4, 1990.
- ENDERS, W. Applied econometric time series. *Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics*, 1995.
- GALLAWAY, M., MCDANIEL, C., RIVERA, S. *Industry-level estimates of U.S. Armington elasticities*. U.S. International Trade Commission, Sep. 2000 (Working Paper).
- HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- HARRINSON, G. W., RUTHERFORD, T. F., TARR, D. G., GURGEL, A. *Políticas comerciais regionais, multilaterais e unilaterais do Mercosul para o crescimento econômico e redução da pobreza no Brasil*. The World Bank, maio 2002.

- HUFABAUER, G. C., ELLIOT, K. A. *Measuring the costs of protection in the United States*. Washington, D. C.: Institute of International Economics, 1994.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, 1988.
- KUME, H. *A política tarifária brasileira no período 1980-88: avaliação e reforma*. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1990 (Série Épico, 17).
- MADDALA, G. S., IN-MOO, K. *Unit roots, cointegration, and structural change*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- MARKWALD, R., PINHEIRO, A. C., FALCÃO, C., POURCHET, H. *Índices de preço e quantum do comércio exterior*. Rio de Janeiro: Funcex, mar. 1998 (Texto para Discussão, 134).
- MELO, J. de, ROBINSON, S. Product differentiation and the treatment of foreign trade in computable general equilibrium models of small economies. *Journal of International Economics*, v. 27, n. 1-2, 1989.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, Nov. 1989.
- SÁNCHEZ, G. *Beyond Mercosur: costs and benefits of trade agreements with Northern Blocs*. Leral de Fundación Mediterránea, Dec. 2001.

## **EDITORIAL**

Coordenação  
Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Supervisão  
Helena Rodarte Costa Valente

Revisão  
André Pinheiro  
Elisabete de Carvalho Soares  
Lucia Duarte Moreira  
Luiz Carlos Palhares  
Miriam Nunes da Fonseca  
Tatiana da Costa (estagiária)

Editoração  
Carlos Henrique Santos Vianna  
Joanna Silvestre Friques de Sousa (estagiária)  
Rafael Luzente de Lima  
Roberto das Chagas Campos

Divulgação  
Raul José Cordeiro Lemos

Reprodução Gráfica  
Edson Soares

Brasília  
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,  
10º andar – 70076-900 – Brasília – DF  
Fone: (61) 315-5336  
Fax: (61) 315-5314  
Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Home page: <http://www.ipea.gov.br>

Rio de Janeiro  
Av. Presidente Antônio Carlos, 51, 14º andar  
20020-010 – Rio de Janeiro – RJ  
Fone: (21) 3804-8118  
Fax: (21) 2220-5533  
Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares