

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 974

**ELASTICIDADES DE ARMINGTON
PARA O BRASIL — 1986-2002:
NOVAS ESTIMATIVAS**

**Octávio Augusto Fontes Tourinho
Honório Kume
Ana Cristina de Souza Pedroso**

Rio de Janeiro, agosto de 2003

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 974

ELASTICIDADES DE ARMINGTON PARA O BRASIL — 1986-2002: NOVAS ESTIMATIVAS*

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

Rio de Janeiro, agosto de 2003

* Esta é uma versão revista e ampliada de Tourinho, Kume e Pedroso (2002).

** Da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do IPEA, do Banco Nacional do Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (Uerj).
tourinho@ipea.gov.br

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

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

Ministro – Guido Mantega

Secretário Executivo – Nelson Machado



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

Glauco Antonio Truzzi Arbix

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Diretor de Estudos Macroeconômicos

Ricardo Varsano

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos

Luiz Henrique Proença Soares

Diretor de Administração e Finanças

Celso dos Santos Fonseca

Diretor de Estudos Setoriais

Mário Sérgio Salerno

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Maurício Otávio Mendonça Jorge

Diretor de Estudos Sociais

Anna Maria T. Medeiros Peliano

Assessor de Comunicação

Murilo Lôbo

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 E TRATAMENTO DOS DADOS 3

4 ANÁLISE EMPÍRICA 6

5 RESULTADOS 10

6 CONCLUSÕES 15

ANEXO 1 17

ANEXO 2 18

ANEXO 3 19

BIBLIOGRAFIA 22

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 preços 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.

Este trabalho é uma versão revista de Tourinho, Kume e Pedroso (2002). As novas estimativas utilizam a nova base de dados com as revisões feitas pela Secex/MDIC, incluem as informações de 2002 e adicionam a volatilidade de taxa de câmbio como variável explicativa.

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.

This paper is a revised version reviewed of Tourinho, Kume and Pedroso (2002). We now use an updated database wich incorporates the revisions made by Secex/MDIC, include the information of the year of 2002. The new equations include the volatility of exchange rate as variable an explanatory.

1 INTRODUÇÃO

A avaliação dos efeitos econômicos dos acordos regionais de livre-comércio,¹ que envolvem concessões tarifárias recíprocas que afetam muitos setores e têm impacto complexo sobre a economia nacional, pode ser feita utilizando-se modelos computáveis de equilíbrio parcial e de equilíbrio geral. Nesses dois tipos de modelos as alterações nas tarifas alteram o preço interno 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 sua intensidade, que pode ser medida pela 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, a maioria dos países não dispõe de estimativas das elasticidades de Armington, apesar de sua crucial importância para avaliar o impacto de medidas de política comercial. É freqüente se observar nos estudos sobre este tema o uso de estimativas feitas para outros países, desconsiderando, em muitos casos, grandes diferenças na estrutura da produção e do consumo desses países.² Como elas também não estão disponíveis para o Brasil, o objetivo deste trabalho foi estimá-las para o país, no maior período para o qual havia disponibilidade de dados, de 1986 a 2002. Adotamos o mesmo nível de desagregação da matriz de insumo-produto brasileira, para facilitar o seu emprego em modelos desagregados.

Adicionalmente, a abordagem aqui proposta traz uma contribuição metodológica em relação às técnicas geralmente empregadas na literatura para estimar as elasticidades de Armington, pois utiliza as propriedades das séries temporais envolvidas para orientar a escolha do método de estimação. Assim, dependendo da ordem de integração das séries de quantidade e preço relativos, aplicamos uma dentre quatro abordagens: regressão simples em níveis, equação em primeiras diferenças, equações mistas, ou o modelo vetorial de correção de erros do tipo proposto por Johansen (VEC).³ Tanto nos testes da ordem de integração como na estimação das equações foi considerada a possibilidade de quebra estrutural por ocasião da liberalização comercial brasileira iniciada em 1990, além da possibilidade de ocorrência de fatores sazonais e da presença de tendência temporal. Na estimação foi também considerada a possibilidade de que a incerteza dos preços afete a demanda por importações. Esta abordagem mais cuidadosa na especificação do modelo tem

1. 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); regional — Área de Livre-Comércio das Américas (Alca) e acordo de livre-comércio Mercosul-União Européia (UE); e bilateral — África do Sul e México (ampliação), entre outros.

2. Sánchez (2001), por exemplo, avalia os custos e os benefícios do Mercosul na Alca utilizando o modelo de equilíbrio geral do GTAP (*Global Trade Analysis Project*), 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.

3. 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.

vantagens empíricas claras no caso brasileiro no período analisado, caso em que a identificação da elasticidade de Armington com o uso de métodos mais simples se mostrou bastante difícil.

Este trabalho está organizado em seis seções, incluindo esta introdução. Na Seção 2, revemos brevemente o conceito de elasticidade de substituição de Armington. Na Seção 3, descrevemos a base de dados e discutimos alguns problemas empíricos devido à prevalência, no período 1986-1990, 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 por Armington (1969), inicialmente no contexto de equilíbrio parcial, tem sido amplamente utilizada para avaliar os impactos de alterações na política comercial, tanto em modelos de equilíbrio parcial como nos modelos de equilíbrio geral.⁴ 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 CES (*Constant Elasticity Substitution*) entre os bens produzidos domesticamente e importados, como mostra a equação (1).

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

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 é o fator de escala, e ρ_i e δ_i são parâmetros. O primeiro é o fator de distribuição, cujo papel pode ser visto mais facilmente supondo $\rho_i = 1$, quando então o bem composto é apenas uma combinação linear de M_i e D_i . O segundo parâmetro indica o grau de substituição entre os produtos importado e doméstico, e determina o formato da curva de indiferença, que traduz a substituição suave entre esses dois bens.

A solução do problema de minimização do custo de demanda total, dados o dispêndio e os preços dos produtos importado e doméstico, indica a composição ótima desses dois bens para produzir o bem composto Q_i , que é representada pela equação (2). Nela se observa que a proporção entre os bens doméstico e importado depende da elasticidade de substituição $\sigma_i = 1/(1 + \rho_i)$ e da razão entre os preços, representados, respectivamente, por PD_i e PM_i .

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

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

O preço relevante do produto importado para o consumo no país — denominado preço internado — depende do preço do bem no mercado externo em moeda estrangeira (PE_i), da taxa de câmbio (e) e do imposto de importação (τ_i), como explicitado na equação (3):

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

É útil analisar o comportamento da equação (2) para diferentes valores da elasticidade de substituição em três casos extremos. Se $\rho_i \rightarrow \infty$ e $\sigma_i \rightarrow 0$, não há substituição entre os dois bens, e a razão entre a demanda dos produtos importados e os produzidos internamente independe dos preços relativos. Quando $\rho_i \rightarrow -1$ e $\sigma_i \rightarrow \infty$, os dois produtos são considerados substitutos perfeitos,⁵ e pequenas variações nos preços relativos são suficientes para promover grandes alterações na razão M_i/D_i . Finalmente, quando $\rho_i = 0$ e $\sigma_i = 1$, a função CES na equação (1) se reduz a uma função Cobb-Douglas, e a razão entre o dispêndio nos bens importado e doméstico é constante, e igual a $\delta_i/(1 - \delta_i)$. A equação (2) mostra, também, que uma estimativa do grau de substituição entre os bens importado e doméstico (σ_i) pode ser obtida a partir de séries temporais para as razões M_i/D_i e PD_i/PM_i .

Para estimar a elasticidade de substituição usando a equação (2), é necessário levar em conta que há um período de tempo necessário para que haja o ajustamento completo das quantidades à mudança de preços. No curto prazo (alguns meses), o impacto será provavelmente pequeno, pois em geral são necessários alguns anos para que variações no preço relativo dos importados se reflitam integralmente nas importações. As elasticidades de curto e de longo prazos são, portanto, distintas. Neste estudo, estimaremos elasticidades de substituição de longo prazo, empregando o mesmo argumento proposto por Gallaway, McDaniel e Rivera (2000) ao justificarem a adoção daquele mesmo horizonte de análise no seu estudo. Eles apontam que a utilização mais freqüente das elasticidades de Armington 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 o sistema econômico dispõe de um período de ajuste suficientemente longo para que o resultado do experimento reflita os efeitos totais da política que se pretende avaliar.

3 FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS

Esta seção discute inicialmente a construção das séries das 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.

5. 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.

3.1 CONSTRUÇÃO DA BASE DE DADOS

Os dados utilizados são trimestrais, por setor da matriz de insumo-produto do IBGE (nível 50), no período 1986-2002.⁶ Os índices de preço (PM_i) e de *quantum* das importações (M_i) foram calculados pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex),⁷ conforme metodologia descrita em Markwald *et alii* (1998), e estão disponíveis no IPEADData (www.ipea.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 Getúlio Vargas (IPA-OG-FGV), após uma compatibilização entre os setores do IPA e da matriz de insumo-produto, 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 estava disponível.

Nas estimações, utilizamos o coeficiente de variação do preço relativo (PM_i / PD_i) como variável exógena. Ele é definido como a razão entre o desvio-padrão e a média dessa variável em uma “janela” com seis meses de duração, centrada no mês mediano do trimestre para o qual o coeficiente está sendo calculado.

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). Para o período 1986-1990, o valor das vendas domésticas totais (VDT_i) foi estimado pela equação (4). Nela, utilizou-se o índice de *quantum* da produção industrial do IBGE (www.ibge.gov.br) por gênero e por setor da matriz, que foi compatibilizado com a desagregação setorial aqui empregada, do modo descrito no Anexo 2.

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

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, médio mensal em 1985; e

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

6. A base de dados em formato eletrônico, Anexo 5, está disponível a pedido dos leitores.

7. A base de dados deste estudo é diferente daquela em Tourinho, Kume e Pedrosa (2002), porque em meados de 2002 foi divulgada uma revisão nas estatísticas de comércio exterior de 1996 [Funcex (2002)]. Os dados de exportação não sofreram alterações importantes, mas para vários setores a despesa de importação foi alterada de forma significativa devido, principalmente, a modificações na quantidade física importada. Como os índices de preço e *quantum* estimados pela Funcex são encadeados tendo como período-base justamente 1996, todos eles foram revistos. Assim, a mudança naquele ano afetou o nível de toda a série, embora as taxas de variação não tenham sofrido mudanças, à exceção daquelas calculadas em relação a 1996.

A partir de 1991, foi adotado o mesmo procedimento descrito para o ano de referência de 1985, mas utilizando como base os valores médios do ano anterior, pois no período 1991-1996 o valor da produção doméstica é disponível anualmente na matriz de insumo-produto e, no período 1997-2002, nas Contas Nacionais.

Para calcular a tarifa nominal de cada setor (τ_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).

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 que de fato ocorreram naquele período. A racionalização dessa hipótese supõe que as importações daquele período se enquadraram, *grosso modo*, em duas categorias:

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

b) Importações competitivas com a produção nacional, cuja alíquota do imposto de importação era extremamente 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 aquele aplicável às empresas estatais e àquelas vinculadas a projetos de investimentos que, mesmo conduzidos por empresas privadas, eram consideradas de interesse nacional pela Sudam, Sudene, Conselho de Desenvolvimento Industrial (CDI), Zona Franca de Manaus etc.

Em ambos os casos, o preço internado relevante pode ser calculado pela equação (3) de modo aproximado, supondo que a tarifa de importação ($\tau_i = 0$) fosse nula, apesar de ser bastante alta na legislação.⁸ Portanto, supõe-se, implicitamente, que poucas importações pagavam tarifa plena e elevada. Esta é uma situação de demanda reprimida, em que potenciais importadores eram alijados do mercado de importação de bens cuja tarifa era proibitiva, pela incapacidade de conseguir a isenção tributária.

Após 1990, empregou-se a tarifa média legal (calculada como descrito na Subseção 3.1) na equação (3), pois, com a liberalização das importações, as tarifas nominais foram reduzidas e a maioria dos regimes especiais de importação foi extinta,

8. Segundo Kume (1990), neste período, cerca de 70% das importações, exclusive petróleo, eram realizadas por meio 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.

permanecendo apenas aqueles vinculados à Zona Franca de Manaus, *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 unitário a partir do último trimestre de 1990.⁹

4 ANÁLISE EMPÍRICA

O primeiro passo foi examinar a ordem de integração das séries envolvidas na estimação. O modelo a ser estimado foi escolhido, então, em função da relação entre elas. Esta seção descreve a metodologia empregada nessas duas etapas da estimação.

4.1 ORDEM DE INTEGRAÇÃO DAS SÉRIES

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), seguido do teste de Perron (1989), para quebra estrutural no quarto trimestre de 1990, nos casos em que o primeiro procedimento indica a existência de raiz unitária. Em todos os casos o nível de significância adotado nos testes foi de 10%, e o número de defasagens utilizadas foi determinado endogenamente pelo critério de informação de Akaike. A metodologia de implementação dos testes realizados está detalhada no Anexo 3.

4.2 METODOLOGIA DE ESTIMAÇÃO

A equação (2) submetida à transformação logarítmica é uma relação de longo prazo entre $x_i^1 = \log(M_i/D_i)$ e $x_i^2 = \log(PD_i/PM_i)$. Como a mesma metodologia se aplica a todos os setores,¹⁰ deixamos de utilizar o índice de produto i , para simplificar a notação. Fazendo $x' = (x^1, x^2)$, podemos escrever a equação para todos os períodos t como na equação (5), onde $\beta' = (1, -\sigma)$, $\mu = \log[\delta/(1-\delta)]$, e ε_t é um erro estocástico:

$$\beta'x_t - \mu = \varepsilon_t \quad (5)$$

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), escolhemos a formulação da equação a ser estimada com base na ordem de integração das séries x^1 e x^2 . Cada uma delas pode ter ou não raiz unitária I(1). Caso não haja raiz unitária, a série pode ser estacionária ou não, mas o

9. 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 apenas em julho do mesmo. Assim, apenas no último trimestre os agentes econômicos passaram a perceber a liberdade de importações.

10. A estimação da elasticidade é feita para cada um dos produtos aqui considerados individual e isoladamente.

procedimento abaixo é idêntico nesses dois 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

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

Fonte: Elaboração própria.

Para qualquer dos modelos inclui-se, como variável exógena na equação a ser estimada, o coeficiente de variação da razão dos preços dos bens doméstico e importado,¹¹ para permitir que a incerteza naquele preço relativo venha a afetar as importações. O valor esperado dessa variável depende da interação de efeitos especulativos positivos e negativos sobre as importações. Por exemplo, empresas que dependem de insumos importados podem reagir a um aumento de incerteza no seu custo relativo antecipando importações (efeito positivo), ou substituindo estes insumos (efeito negativo). Assim, não existe uma expectativa *a priori* quanto ao sinal, ou mesmo à presença, desse efeito na equação (5).

Para a estimação, acrescentamos também outras variáveis de controle à equação (5), 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 $t \geq 1990:4$ 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.

A inclusão de uma tendência temporal e da variável *dummy* de abertura na equação pode ser racionalizada como uma tentativa de levar em conta variações de *qualidade* dos bens e de *composição* dos agregados que não podem ser adequadamente consideradas na construção do índice de *quantum* das importações. É o caso, por exemplo, das importações de bens eletro-eletrônicos 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 período, enquanto outras foram em virtude da mudança de regime de comércio exterior, e permite ao procedimento de estimação alocar tais efeitos àquelas variáveis.

Nos casos dos modelos A, B e C, inicia-se o processo de estimação com a especificação mais geral que inclui todos os efeitos citados anteriormente. Em seguida, são eliminadas as variáveis não-significativas e, finalmente, estima-se novamente a equação simplificada desta forma.

11. O coeficiente de variação é a razão entre o desvio-padrão e a média da variável, e foi escolhido para preservar o caráter adimensional da equação (2).

4.2.1 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 (5), utilizando as variáveis em níveis, considerando x^1 como variável endógena e x^2 como exógena, e incluindo os efeitos descritos anteriormente, como representada na equação (6).

$$x_t^1 = \mu + \sigma x_t^2 + \lambda d_t + \xi \cdot z_t + \gamma t + \varepsilon_t \quad (6)$$

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 resulta não só estimativas para os valores e intervalos de confiança dos parâmetros na equação (6), como também do parâmetro do termo auto-regressivo (ρ), o que nos permite calcular a elasticidade de Armington de longo prazo como $\sigma/(1-\rho)$.

No caso (raro) em que o procedimento citado indica a possibilidade de existência de raiz unitária nos resíduos, isto é, a unidade está no intervalo de confiança de ρ , a equação é estimada novamente em primeiras diferenças, na forma da equação (7), 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.¹²

$$\Delta x_t^1 = \mu + \sigma \Delta x_t^2 + \sum_{l=0}^{\xi} v_l x_{t-l}^2 + \lambda d_t + \xi \cdot z_t + \gamma t + \varepsilon_t \quad (7)$$

4.2.2 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. Essa dificuldade é lembrada por outros autores, que, no entanto, reconhecem a necessidade de contorná-la da melhor maneira possível, como 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 (5) é estimada em primeiras diferenças, conforme a equação (7), 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 indicado na equação (8).

12. A Seção 4 mostra como o número de defasagens utilizado para o teste ADF foi obtido endogenamente, através de uma seqüência de testes encadeados.

$$x_t^1 = \mu + \sigma x_t^2 + \sum_{l=0}^{\tau+1} v_l x_{t-l}^2 + \lambda d_t + \xi \cdot z_t + \gamma t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Se na estimação da equação (8) 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, quando então 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, nesse processo, o valor estimado do coeficiente de correlação serial resulta próximo à unidade, o modelo é estimado novamente na forma da equação (7).

4.2.3 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 (5) 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 (9):

$$\Delta x_t = \alpha(\beta' x_{t-1} - \mu) + \varepsilon_t \quad (9)$$

onde α é um vetor que indica como a relação de co-integração é utilizada para ajustar de modo incremental o valor de x , ou seja, é o vetor de coeficientes do termo de correção de erro. O vetor de resíduos ε_t deve ser i.i.d. com média zero e variância Ω . A equação (9) pode ser escrita de modo mais geral incluindo uma tendência temporal e k defasagens da primeira diferença do vetor das variáveis, como na equação (10):

$$\Delta x_t - \gamma = \alpha(\beta' x_{t-1} - \beta' \gamma(t-1) - \mu) + \sum_{\tau=1}^{k-1} \Gamma_{\tau} (\Delta x_{t-\tau} - \gamma) + \varepsilon_t \quad (10)$$

As matrizes Γ_{τ} são 2×2 e fornecem os pesos das componentes auto-regressivas do processo. O número de defasagens a serem incluídas na equação, representadas por τ , foi escolhido de modo a maximizar a estatística de verossimilhança da equação.¹³ Na equação (10), γ é um vetor 2×1 , 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.

$$\Delta x_t - \gamma = \alpha \left[\beta' x_{t-1} - (\beta' \gamma(t-1) + \lambda d_t + \mu) \right] + \sum_{\tau=1}^{k-1} \Gamma_{\tau} (\Delta x_{t-\tau} - \gamma) + \varepsilon_t \quad (11)$$

Como a relação de co-integração [o termo entre colchetes na equação (15)] foi normalizada com relação às quantidades,¹⁴ 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

13. 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. Essa 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.

14. O coeficiente da primeira componente de x em β é unitário, como se vê na equação (5).

aparece através da *dummy* de abertura d_t , definida anteriormente. Para ver isso, pode-se representar esse parâmetro de distribuição generalizado por δ_t e defini-lo de modo implícito pela equação (12):

$$\log\left[\frac{\delta_t}{1-\delta_t}\right] = \beta'\gamma(t-1) + \lambda d_t + \mu \quad (12)$$

Portanto, a equação (11) considera as importantes modificações que possam ter ocorrido na equação de demanda de importações, mas de modo limitado, pois é condicionado à manutenção da hipótese de que a elasticidade de substituição σ tenha sido constante por todo o período.

5 RESULTADOS

O procedimento descrito nas seções anteriores para identificação das propriedades da série e da escolha do modelo adequado de estimação¹⁵ foi aplicado aos setores da matriz de insumo-produto com importação positiva em 2002, exceto agropecuária e serviços, totalizando 28 setores. Foi possível obter estimativas significativas ao nível de 10% da elasticidade de Armington para 24 setores, e para todos eles, exceto o último, o sinal da elasticidade é o correto.

A classificação adotada para as características estocásticas das séries é descrita na Tabela 2, que também apresenta a frequência dos tipos de séries encontrados. Verifica-se que 17 séries de *quantum* e dez de preços não têm raiz unitária, mas destas apenas seis de *quantum* e cinco de preços são estacionárias. Há dez séries de *quantum*, e dez de preços, para as quais se constatou a existência de raiz unitária. Finalmente, há evidências de quebra estrutural no quarto trimestre de 1990 para 14 séries de *quantum* e 14 de preços. As características das séries de *quantum* e preços são apresentadas individualizadas por setor na Tabela 3.

TABELA 2
TIPOLOGIA DAS SÉRIES DE *QUANTUM* E PREÇOS

Código	Tipo	Número de séries	
		<i>Quantum</i>	Preços
1	Estacionária em torno de uma média não-nula	3	-
2	Estacionária em torno de uma média nula	-	5
3	Estacionária em torno de uma tendência linear	3	-
4	Tem uma raiz unitária com tendência temporal nula	10	10
5	Tem uma raiz unitária com tendência temporal não-nula	-	-
6	Não se pode rejeitar a existência de raiz unitária	1	6
7	Não tem raiz unitária	11	7
(-) Evidência de quebra estrutural.		14	14

15. As rotinas de estimação foram programadas no *software* RATS 4.0. A listagem de equações estimadas geradas por tal rotina, o Anexo 4, está disponível a pedido dos leitores.

TABELA 3
ELASTICIDADE DE ARMINGTON PARA O BRASIL: 1986-2002

Código	Setor		Classificação ^a		Quebra estrutural ^b		Modelo ^c	Estimativas (estatística t entre parênteses)			
	Fração ^d (%)	Nome	Quantum	Preço	Quantum	Preço		Substituição	Variabilidade	Quebra	Tendência
Setores com Elasticidade Elevada											
VEI	4,33	Automóveis, caminhões e ônibus	3	7	S	S	A	5,28 (4,65)	- -	5,38 (7,02)	0,046 (2,95)
ABA	0,34	Abate e preparação de carnes	7	2	-	-	A	3,80 (3,33)	- -	- -	- -
OPM	1,89	Outros produtos metalúrgicos	4	6	-	S	D	3,06 (11,09)	9,00 (5,15)	0,51 (6,22)	- -
LAC	0,69	Leite e laticínios	7	7	-	-	A	2,68 (1,37)	- -	- -	- -
DIV	4,34	Indústrias diversas	4	6	-	S	D	2,65 (12,86)	2,77 (3,92)	0,57 (9,87)	- -
BPV	2,53	Benef. de produtos vegetais e fumo	7	7	S	S	A	2,47 (3,39)	- -	0,76 (3,63)	- -
TEX	1,96	Indústria têxtil	4	4	-	-	D	2,34 (12,54)	- -	0,77 (11,63)	0,008 (6,12)
VES	0,35	Artigos do vestuário e acessórios	4	4	-	-	D	2,20 (12,89)	- -	0,74 (8,31)	0,016 (7,05)
MEC	12,32	Máquinas e tratores	4	6	-	S	D	1,84 (8,78)	- -	0,64 (13,40)	- -
MAD	0,39	Madeira e mobiliário	4	4	-	-	D	1,58 (5,30)	- -	0,17 (1,26)	0,015 (4,32)
ELQ	5,32	Elementos químicos não-petroquímicos	3	2	S	S	A	1,51 (2,41)	- -	0,84 (3,57)	0,029 (5,07)

(continua)

(continuação)

Código	Setor		Classificação ^a		Quebra estrutural ^b		Modelo ^c	Estimativas (estatística t entre parênteses)			
	Fração ^d (%)	Nome	Quantum	Preço	Quantum	Preço		Substituição	Variabilidade	Quebra	Tendência
Setores com Elasticidade Média											
MNM	0,87	Minerais não-metálicos	7	2	S	S	A	1,24 (4,29)	-	0,69 (5,66)	0,018 (5,52)
PLA	0,59	Material plástico	4	6	-	S	D	1,22 (6,53)	-	0,40 (4,37)	0,010 (4,12)
MNF	2,15	Metalurgia dos não-ferrosos	7	4	S	-	C	1,15 (3,56)	-	-	0,011 (7,42)
OLE	0,51	Óleos vegetais e gordura para alimentação	7	7	S	S	A	1,15 (1,87)	-	-	-
BOR	1,29	Indústria da borracha	4	6	-	S	D	1,08 (7,68)	-	-	0,010 (7,90)
OPA	1,88	Outros produtos alimentares e bebidas	4	6	-	S	D	0,95 (9,26)	-	0,49 (17,27)	-
PET	6,29	Petróleo, gás natural, carvão e outros combustíveis	1	7	S	S	A	0,60 (1,80)	-0,99 (-2,00)	0,37 (2,45)	-0,025 (-6,93)
FAR	3,85	Farmacêuticos e perfumaria	7	4	-	-	C	0,58 (1,79)	-	-	0,046 (12,86)
QDV	4,61	Químicos diversos	7	7	S	S	A	0,56 (1,69)	-	-	0,014 (8,85)
PAP	2,03	Papel e gráfica	4	2	-	-	B	0,51 (3,33)	-	-	-

(continua)

(continuação)

Código	Setor		Classificação ^a		Quebra estrutural ^b		Modelo ^c	Estimativas (estatística t entre parênteses)			
	Fração ^d (%)	Nome	Quantum	Preço	Quantum	Preço		Substituição	Variabilidade	Quebra	Tendência
Setores com Elasticidade Baixa ou Nula											
SID	1,28	Siderurgia	7	4	S	-	C	0,47 (1,27)	-	-	0,019 (7,44)
ELE	5,24	Material elétrico	7	4	S	-	C	0,20 (1,96)	-	-	0,010 (15,32)
PEC	8,90	Outros veículos, peças e acessórios	1	4	S	-	C	0,19 (1,48)	-	0,16 (3,14)	0,010 (8,67)
REF	10,79	Refino do petróleo e indústria petroquímica	6	2	S	S	B	0,18 (0,94)	-	-	-
ELT	11,97	Equipamentos eletrônicos	3	4	S	-	C	0,18 (1,87)	-	-0,14 (-3,77)	0,004 (4,31)
CAL	0,54	Calçados, artigos de couro e peles	7	4	S	-	C	0,15 (0,36)	-	-	0,019 (5,44)
EXM	0,98	Extrativa mineral	1	7	-	-	A	-2,38 (-3,51)	-	-0,66 (-3,69)	-

^a Código para classificação das séries: ver Tabela 2.

^b Código para quebra estrutural: S quando há quebra estrutural em 1990:4.

^c Código para modelo estimado: ver Tabela 1.

^d Participação do setor nas importações industriais totais de mercadorias, no período 1997-2002.

Considerando a classificação de tipo de modelo da Tabela 1, ocorreram dez casos do 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. Nesses casos a elasticidade estimada é menor e mais incerta, como se poderia esperar, pois o descompasso na ordem de integração já é uma indicação de uma associação mais fraca entre quantidades e preços relativos. Isso é confirmado pelo fato de os modelos B e C não terem sido escolhidos para nenhum dos setores cuja elasticidade estimada foi elevada.

Os resultados da estimação também são apresentados na Tabela 3, onde se verifica que a estimativa pontual da elasticidade de substituição varia em uma ampla gama de valores, refletindo as diferentes medidas em que o bem importado substitui o bem produzido domesticamente. Tal dispersão é encontrada freqüentemente na literatura internacional e muitas vezes é mais ampla nos estudos que utilizam uma desagregação setorial maior do que a empregada aqui. Para alguns setores, a estatística *t* baixa implica intervalo de confiança bastante amplo, sugerindo que, nestes casos, não devemos nos prender excessivamente àquelas estimativas pontuais, sendo preferível encará-las apenas como indicadores da ordem de grandeza da elasticidade de Armington de longo prazo.

A Tabela 4 sintetiza a variabilidade setorial das elasticidades de substituição estimadas.¹⁶ Podemos notar que 21 setores apresentam elasticidades média, alta ou muito alta, e que apenas cinco têm elasticidade nula ou negativa.¹⁷ A média aritmética e o desvio-padrão das elasticidades estimadas, restritos aos setores que têm valor positivo, são, respectivamente, 1,47 e 1,43. A média ponderada das elasticidades,¹⁸ que leva em conta a diferença na importância relativa dos vários setores nas importações, é igual a 1,15.

16. Essas estimativas são dependentes da desagregação adotada, pois a possibilidade de substituição depende da similaridade entre o bem importado e o produzido domesticamente, que, por sua vez, depende da desagregação.

17. Nesses 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. Alguns desses setores parecem ter especificidades que nos levariam a classificá-los como não-competitivos, ou seja, são importações de insumos indispensáveis à produção que não são fabricados no Brasil, o que desautorizaria o emprego da equação (2) para caracterizar as importações desses setores.

18. O fator de ponderação utilizado foi a participação média no período 1997-2002 do setor respectivo no total das importações de mercadorias.

TABELA 4
FAIXAS DE ELASTICIDADES DE ARMINGTON E NÚMERO DE SETORES

Número de setores	Elasticidade	Qualificação
3	Maior que 3	Muito alta
8	Entre 1,5 e 3	Alta
10	Entre 0,5 e 1,5	Média
2	Menor que 0,5	Baixa
4	Não-significativa	Nula
1	Negativa	Sinal incorreto

Fonte: Elaboração própria.

O coeficiente de variação dos preços se mostrou significativo como variável explicativa em apenas três setores, sendo positivo em dois deles e negativo no terceiro. Naqueles em que é positivo destaca-se o aspecto especulativo, enquanto naquele em que é negativo (petróleo) o aspecto importante parece ser a substituição de importações devida à aversão ao risco. Entretanto, o fato de esta variável ter sido relevante em tão poucos casos é surpreendente, pois esperávamos que as importações reagissem ao aumento da incerteza em um número maior de setores.

A variável *dummy* para quebra estrutural em 1990:4 se mostrou significativa em 16 casos, o que confirma a importância das considerações feitas na Seção 3 com relação à natureza dos impactos da abertura da economia nas importações. O seu coeficiente é, na maior parte dos casos, positivo, mostrando que a abertura aumentou a proporção de importações com relação à produção doméstica, e é da ordem de 0,5. Isso significa que a liberalização do comércio exterior, nestes setores onde a *dummy* é positiva, produziu um aumento médio de importações de cerca de 200%.¹⁹

O coeficiente da variável que representa a tendência temporal foi significativo em 17 equações, apresentando valor positivo em todos os casos, exceto um. Isto é coerente com a interpretação de que houve um aumento no período da demanda relativa por importações que não se explica pelos outros três fatores, e que talvez esteja relacionado com a modernização e a internacionalização da composição dos bens produzidos e consumidos pela indústria nacional.

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 1986-2002, e obtivemos resultados estatisticamente significativos, ao nível de 10%, para 24 setores. As estimativas pontuais variam entre 0,16 e 5,3, refletindo os diferentes graus de substituição entre o bem importado e o produto produzido domesticamente na indústria brasileira. Elas foram maiores do que a unidade em 16 setores, menores do que a unidade e significativamente diferentes de zero em sete setores. Em um setor (extrativa mineral) ela é significativa, mas tem o sinal negativo. Nos quatro setores restantes, a elasticidade estimada não foi significativa.

19. Esta é uma medida da demanda reprimida por importações do regime de comércio exterior anterior.

Procuramos também empregar uma técnica econométrica cuidadosa no tratamento dos dados. A escolha do modelo utilizado na estimação foi feita com base nas propriedades de integração das séries. Tanto na estimação como nos testes de integração consideramos a possibilidade de quebra estrutural por ocasião da abertura da economia brasileira ao comércio internacional, em 1990, bem como a ocorrência de fatores sazonais e a de tendência temporal nas séries ou na equação. A escolha das defasagens a incluir na pesquisa da raiz unitária, assim como na estimação, foi feita endogenamente para melhorar o ajuste. No caso de séries integradas, estimamos a elasticidade aplicando a metodologia de co-integração.

Finalmente, acreditamos que o uso destas elasticidades permitirá uma avaliação mais precisa dos impactos econômicos das mudanças na política comercial, tanto nos 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 e 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 e 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

Classificação	Setor: gênero (g) ou matriz (m) 1986-1990	Setor: gênero (g) ou matriz (m) 1991-1999
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)	Azubos, 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)
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 (exclusive 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)

ANEXO 3

A DETERMINAÇÃO DA ORDEM DE INTEGRAÇÃO DAS SÉRIES DE PREÇOS E QUANTIDADES

Como o método de estimação depende da ordem de integração das séries envolvidas, as ordens de integração das séries $x_i^1 = \log(M_i/D_i)$ e $x_i^2 = \log(PD_i/PM_i)$ são calculadas como se descreve a seguir.²⁰ Por conveniência de notação, utilizaremos a variável x para representar aquelas duas razões, indistintamente, para qualquer setor.

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), seguido do teste de Perron (1989) para quebra estrutural no quarto trimestre de 1990, nos casos em que o primeiro procedimento indica a existência de raiz unitária. Estes testes estão detalhados a seguir.²¹

Estimamos inicialmente a equação (13), que inclui uma tendência, uma constante e componentes auto-regressivos, e testamos a existência de raiz unitária ($\gamma=0$), utilizando a estatística ADF.²² Caso aquela hipótese seja rejeitada, conclui-se que não existe raiz unitária e o procedimento é terminado.

$$\Delta x_t = a_0 + \gamma x_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

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 ϕ_3 de Dickey e 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 (14) e novamente realizamos o teste da raiz unitária com a estatística ADF.

$$\Delta x_t = a_0 + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

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 ϕ_2 de Dickey e 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 (15), utilizando a estatística

20. As variáveis em logaritmos surgem porque, por conveniência computacional, a equação (2) sofre uma transformação antes de ser estimada.

21. Esses procedimentos foram implementados utilizando as rotinas URAUTO, URADF e PERRON do *software* RATS que podem ser encontradas em <http://www.estima.com>

22. Os valores críticos para as estatísticas ADF foram retirados de Hamilton (1994) para um nível de significância de 10%.

ADF. Caso aceitemos (rejeitemos) $\gamma=0$, concluiremos que a série apresenta (não apresenta) raiz unitária.

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Em cada uma das equações (13), (14) e (15), 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%.

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), admitindo que, segundo a tipologia lá proposta, a quebra estrutural fosse do tipo representado pelo *changing growth model*. A equação (16) 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.

$$x_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t^* + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (16)$$

A hipótese nula impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (16):

$$\alpha = 1, \gamma = 0, \beta = 0 \text{ e } \theta \neq 0 \quad (17)$$

A hipótese alternativa impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (16):

$$\alpha < 1, \beta \neq 0, \gamma \neq 0 \text{ e } \theta = 0 \quad (18)$$

onde:

T_b = data da quebra estrutural;

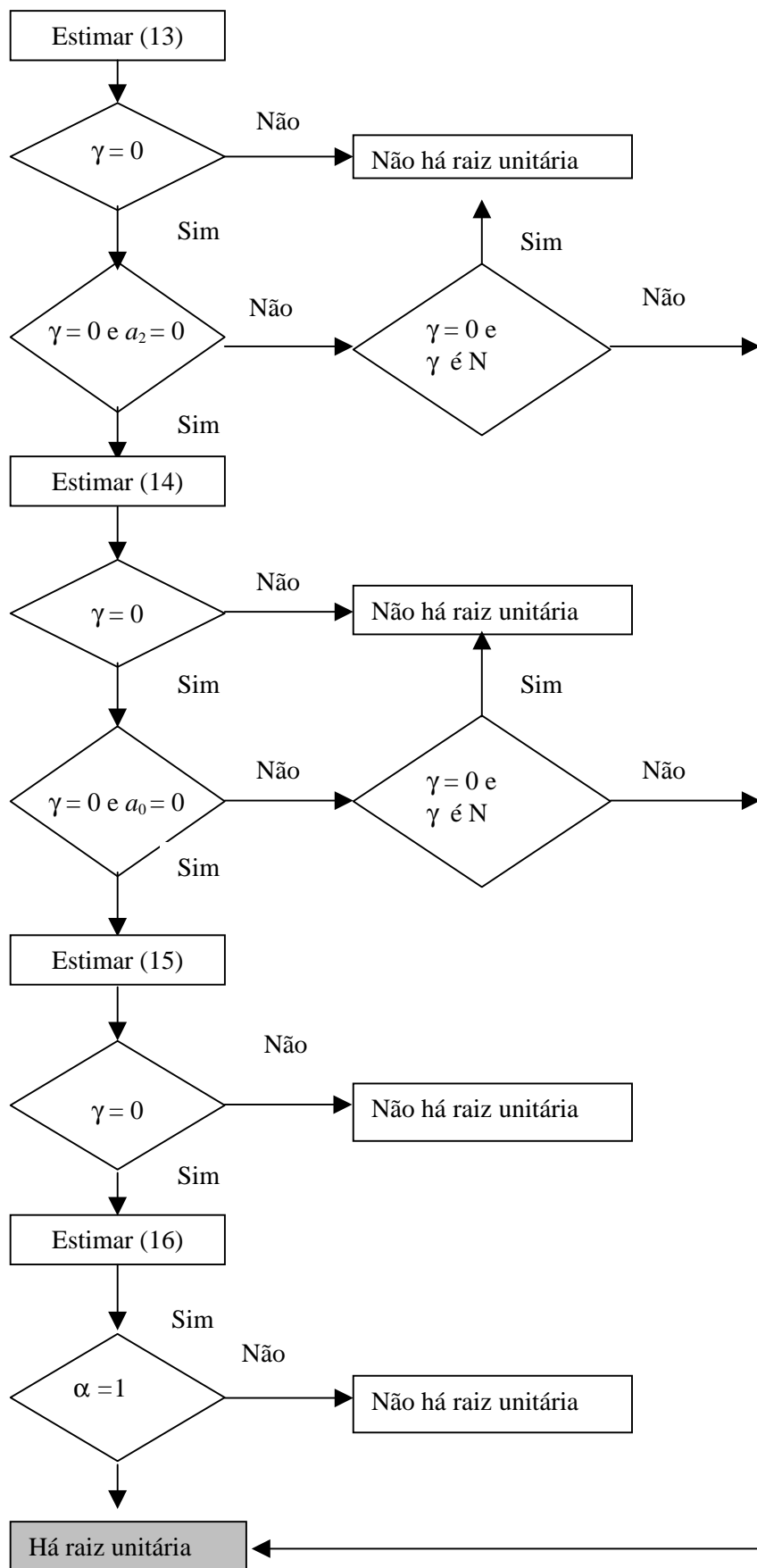
$DU_t = 1$, se $t > T_b$ e $DU_t = 0$, caso contrário; e

$DT_t^* = t - T_b$, 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 auto-correlação serial fosse rejeitada no teste de Ljung-Box, com nível de significância de 5%.

O fluxograma a seguir, similar ao descrito por Enders (1995), sintetiza o procedimento.

FLUXOGRAMA DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA



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.
- FUNCEX. *Boletim Setorial*, Rio de Janeiro, Ano VI, n. 3, jul./ago./set. 2002.
- 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. *et alii. Políticas comerciais regionais, multilaterais e unilaterais do Mercosul para o crescimento econômico e redução da pobreza no Brasil*. The World Bank, maio 2002.
- HUABAUER, 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: INPES/IPEA, 1990 (Série ÉPICO, 17).
- MADDALA, G. S., KIM, I.-M. *Unit roots, cointegration, and structural change*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- MARKWALD, R. *et alii. Índices de preço e quantum do comércio exterior*. Rio de Janeiro: Fundação Centro de Estudos de Comércio Exterior, 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 la Fundación Mediterránea, Dec. 2001.
- TOURINHO, O., KUME, H., PEDROSO, A. C. *Elasticidades de Armington para o Brasil: 1986-2001*. IPEA, 2002 (Texto para Discussão, 901).

EDITORIAL

Coordenação
(vago)

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
Marina Nogueira Garcia de Souza (estagiária)
Roberto das Chagas Campos

Apoio Administrativo
Fabiana Pontes

Divulgação
Cesar Wilson E. Santos

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