

# Testes de estabilidade para a função demanda de importações\*

Afonso Henriques Borges Ferreira\*\*

Sumário: 1. Introdução; 2. A função demanda de importações; 3. Os dados; 4. Estimativas empíricas; 5. Conclusões.

O propósito deste artigo é reportar os resultados de testes econométricos que objetivaram examinar a hipótese de que a expressiva redução das importações brasileiras ocorrida na década de 80 esteve relacionada com mudanças estruturais na função demanda de importações. Os testes conduzidos confirmaram a existência de instabilidade estrutural naquela função entre os anos de 1980 e 1981, sugerindo que mudanças estatisticamente significativas ocorreram tanto nas elasticidades-preço da demanda por importações como na elasticidade daquela demanda em relação ao componente "secular" da renda doméstica. O *timing* e a direção das mudanças nas elasticidades de importação detectadas pelos testes são *grasso modo* consistentes com a noção de que um amplo processo de substituição de importações teve lugar no Brasil no final dos anos 70 e início dos anos 80.

The purpose of this paper is to report the results of econometric tests which examined the hypothesis that the sharp reduction in the Brazilian imports in the 1980s was related to a structural change in the demand for imports function. The tests confirmed the existence of a structural instability in that function about the years of 1980 and 1981, suggesting that statistically significant shifts occurred both in the price-elasticities of the demand for imports and in the elasticity with respect to the "secular" component of domestic income. The timing and direction of those shifts in the import elasticities are roughly consistent with the notion that a broad process of import substitution took place in Brazil in the late 1970s and early 1980s.

## 1. Introdução

As importações brasileiras, como é sabido, declinaram fortemente nos anos 80. O *valor* das importações, *medido em dólares correntes*, depois de alcançar um pico de aproximadamente US\$23 bilhões em 1980, passou a oscilar em torno do nível de US\$15 bilhões durante os anos de 1983 a 1988 e, em 1990, ainda se situava significativamente abaixo do nível registrado no início da década anterior. O *quantum* de importações também apresentou uma clara tendência declinante na década de 80, tendo experimentado uma contração de cerca de 60% entre 1980 e 1985. Embora uma modesta recuperação tenha ocorrido a partir de 1985, o volume das importações no final dos anos 80 ainda era cerca de 30% inferior ao observado no final da década de 70.

O propósito deste artigo é reportar os resultados de testes econométricos que objetivaram examinar a hipótese de que a expressiva redução das importações brasileiras ocorrida na década de 80 está relacionada com mudanças estruturais na função demanda de importações.

Estimativas recentes das elasticidades da demanda de importações podem ser encontradas nos trabalhos de Abreu (1987), Zini Jr. (1988) e Silva (1990). Em todos esses trabalhos

\* O autor agradece a dois pareceristas da RBE pelas críticas e sugestões apresentadas em relação a uma primeira versão deste artigo. Recebido em 2 jul. e aprovado em 20 dez. 1993.

\*\* Professor do Departamento de Ciências Econômicas da UFMG e do Cedeplar-UFMG.

foi examinado o problema da estabilidade dos parâmetros da equação da demanda de importações.

Os testes de Abreu (1987), referentes ao período 1976-85, não rejeitaram a hipótese de constância da elasticidade-renda na equação de demanda de importação agregada (exclusive petróleo e trigo). Zini Jr. (1988) também diagnosticou suas equações de demanda total de importações como estáveis no período 1970-86. Apenas Silva (1990) detectou a ocorrência de instabilidade estrutural nessa equação durante o período 1976-88, usando uma base de dados que, à semelhança da adotada por Abreu, excluiu as importações de petróleo e trigo.<sup>1</sup>

Em contraste com os testes mencionados antes, no exercício cujos resultados são reportados neste trabalho, referente à equação de demanda total de importações, testou-se para cada um dos coeficientes da equação a hipótese de estabilidade ao longo do período de estimação, isto é, admitiu-se, em princípio, a possibilidade de variação em todos os coeficientes da equação que está sendo estimada.<sup>2</sup> Tanto quanto é do conhecimento do autor, pela primeira vez são apresentadas estimativas das elasticidades nos períodos anterior e posterior à ruptura estrutural verificada na equação. Tal exercício pareceu ser relevante, à vista das discrepâncias, evidenciadas no parágrafo anterior, entre os resultados disponíveis até o presente na literatura.

Na próxima seção, apresenta-se a equação básica a ser estimada. A seção 3 apresenta algumas informações sobre os dados em que se basearam os testes cujos resultados são reproduzidos na seção 4. Algumas conclusões são sugeridas na seção 5.

## 2. A função demanda de importações

No exercício cujos resultados são apresentados neste artigo, a seguinte especificação foi postulada para a equação da demanda de importações:

$$\begin{aligned}\log \text{VOLIMP} = & \pi_1 + \pi_2 \log(er \text{ UNIIMP}) + \pi_3 \log \text{DIP} \\ & + \pi_4 \log T + \pi_5 \log \text{YGAP} + \pi_6 \log Yd^* \\ & + \pi_7 \text{SPREAD} + \pi_8 \log \text{VOLIMP}(-1) + \mu\end{aligned}\quad (1)$$

onde

VOLIMP = volume de importações no período corrente;

er = taxa de câmbio nominal (preço do dólar em termos da moeda doméstica);

UNIIMP = valor unitário das importações (medido em dólares);

DIP = nível de preços domésticos;

$T = 1 + t$ ;

$t$  = taxa do imposto de importação;

---

<sup>1</sup> Tanto Abreu como Silva detectaram instabilidade dos parâmetros na equação relativa à demanda por importações de bens de capital. Abreu encontrou ainda instabilidade na equação de demanda por importações de produtos industriais (indústria de transformação).

<sup>2</sup> Abreu (1987) reporta apenas resultados de testes de estabilidade referentes à elasticidade-renda. Zini Jr. (1988) conduziu seus testes de estabilidade através da simples adição de uma variável *dummy* ao elenco de variáveis no lado direito das equações de regressão, o que pode ser tomado como equivalente a testar somente a estabilidade do termo constante da equação. Silva (1990) se valeu de um teste CUSUM, o qual, embora permita diagnosticar a ocorrência de mudança estrutural na equação, não identifica que coeficientes especificamente sofreram variações ao longo do período de estimação.

$Yd^*$  = tendência (componente "secular") da renda doméstica;

YGAP = desvios da renda doméstica em relação a sua tendência (componente cíclico da renda doméstica);

SPREAD = ágio entre a taxa de câmbio do dólar no mercado paralelo e a taxa de câmbio oficial;

VOLIMP (-1) = volume de importações no período anterior; e

$\mu$  = distúrbio aleatório, distribuído normalmente com média zero, variância constante e seriamente não-correlacionado.

A teoria econômica sugere que  $\pi_2 < 0$ ,  $\pi_3 > 0$ ,  $\pi_4 < 0$ ,  $\pi_5 > 0$ ,  $\pi_7 > 0$  e  $0 < \pi_8 < 1$ , enquanto o sinal do coeficiente  $\pi_6$  é ambíguo.

A noção de que a demanda de importações é homogênea de grau zero em relação à renda e aos preços implicaria, em princípio,  $\pi_2 = -\pi_3$ , isto é, implicaria que a elasticidade em relação ao próprio preço e a elasticidade-preço cruzada da demanda de importações fossem iguais em magnitude, mas opostas em sinal. Murray & Ginman (1976), entretanto, apresentam argumentos ponderáveis em favor da hipótese de que aquelas duas elasticidades provavelmente diferirão em magnitude, e sugerem que as variáveis-preço sejam separadas em estimativas empíricas da função demanda de importações. O principal argumento teórico está relacionado com o fato de que as preferências dos consumidores podem ser influenciadas por fatores como o país de origem do bem. Por exemplo, os consumidores podem preferir produtos nacionais em relação aos estrangeiros e, assim, "podem reagir diferentemente a mudanças nos preços de produtos importados em comparação a mudanças de igual valor mas sinais opostos nos preços domésticos" (Murray & Ginman, 1976, p. 76).

A fim de levar em conta tal possibilidade, as variáveis-preço foram de início separadas em todas as estimativas da equação (1) apresentadas na seção 4, com testes de Wald sendo, a seguir, conduzidos para testar a hipótese nula de que  $\pi_2 = -\pi_3$ , o que permitiu determinar em cada caso se a especificação inicialmente adotada deveria ou não ser mantida.

Considerou-se também o fato de que as importações são frequentemente sujeitas à taxa pelo governo, acrescentando-se uma *proxy* para a taxa do imposto de importação ao lado direito da equação (1).

O efeito de mudanças na renda doméstica sobre a demanda de importações foi decomposto em duas influências distintas: tendência e desvios em relação à tendência. A hipótese implícita nesse procedimento é que o fluxo de importações responde de forma diferente a mudanças seculares e cíclicas na renda, de modo que essas duas influências devem ser medidas separadamente na equação da demanda de importações. Em geral se espera que aumentos na taxa de utilização da capacidade levem a aumentos no volume importado, de modo que o coeficiente  $\pi_5$  deve ser positivo. O sinal do coeficiente  $\pi_6$ , por outro lado, é ambíguo, desde que, à medida que a capacidade aumenta, a demanda de bens importados pode aumentar mais rápido ou mais devagar do que a capacidade de produzi-los domesticamente, de modo que as importações podem aumentar ou diminuir (Khan & Ross, 1975).

A especificação escolhida contempla ainda a possibilidade de que expectativas em relação ao comportamento futuro da taxa de câmbio real afetem a demanda de importações. Em geral, se os agentes econômicos esperam uma depreciação real da moeda doméstica no futuro próximo, eles buscarão antecipar importações e acumular estoques de produtos importados, numa tentativa de evitar pagar os preços mais altos que se seguirão à desvalorização e/ou lucrar com aqueles preços mais altos. Supõe-se que expectativas de uma desvalorização real levem, portanto, a um aumento da demanda de importações no período corrente.

No caso brasileiro, o ágio entre a cotação do dólar no mercado paralelo e a taxa de câmbio oficial pode aparentemente proporcionar uma boa *proxy* para as expectativas em relação à evolução futura da taxa de câmbio. Aquele ágio, de fato, tende a aumentar quando os agentes econômicos antecipam uma desvalorização real e a ser significativamente reduzido quando uma apreciação real futura é esperada, oscilando em torno de um nível "normal" quando a taxa de câmbio é considerada "em equilíbrio".

Uma medida do ágio do dólar no mercado paralelo foi, assim, incluída como variável explanatória na equação para a demanda de importações a fim de captar a influência de expectativas em relação ao comportamento futuro da taxa de câmbio.<sup>3</sup>

Por último, a especificação adotada admite que o volume de importações se ajusta apenas parcialmente a mudanças na demanda no período corrente, isto é, que:

$$\log \text{VOLIMP} - \log \text{VOLIMP}(-1) = \sigma [\log \text{VOLIMPd} - \log \text{VOLIMP}(-1)] \quad (2)$$

onde

VOLIMPd = volume desejado de importações no período corrente; e

$\sigma$  = coeficiente de ajustamento ( $0 < \sigma < 1$ ).

A inclusão do termo  $\log \text{VOLIMP}(-1)$  no lado direito da equação (1) permite precisamente captar o efeito desse processo de ajustamento parcial. Nesse caso, como é bem sabido, os coeficientes das demais variáveis do lado direito da equação correspondem a elasticidades de curto prazo. Dividindo-se as elasticidades  $\pi_i$  de curto prazo pelo valor estimado para o coeficiente  $\sigma = 1 - \pi_8$  se pode obter estimativas para as elasticidades da demanda de longo prazo.<sup>4</sup>

Adotando a hipótese de "país pequeno", presumiu-se que a elasticidade-preço da oferta de importações é infinita no caso do Brasil, isto é, presumiu-se que o Brasil pode comprar tantos bens importados quanto necessário no mercado mundial aos preços correntes naquele mercado. Sob a hipótese de uma elasticidade-preço da oferta infinita e desde que as demais variáveis do lado direito da equação (1) sejam exógenas, a função demanda de importações pode ser tomada como uma equação de forma reduzida e ser estimada por mínimos quadrados ordinários (Khan & Ross, 1975).

### 3. Os dados

A equação (1) foi estimada usando-se dados para o Brasil cobrindo o período 1973.1-1989.4. Todos os dados são trimestrais e foram submetidos a ajustamento sazonal.

As séries de *quantum* e preços de importações foram construídas a partir de informações da Fundação Getúlio Vargas (FGV) e do Banco Central do Brasil (BCB). Como se sabe, a publicação das séries FGV foi interrompida no terceiro trimestre de 1986. A fim de obter séries de volume e preços de importações que cobrissem toda a segunda metade da década de 80, estimaram-se regressões das séries FGV em relação a séries análogas calcula-

<sup>3</sup> A série correspondente a essa variável não foi submetida a uma transformação logarítmica porque uma de suas entradas apresenta um valor negativo (o que implica que, no trimestre correspondente, a taxa de câmbio do mercado paralelo esteve abaixo da taxa de câmbio oficial).

<sup>4</sup> A adoção de uma especificação de "desequilíbrio" como essa para estimar funções de comércio foi proposta primeiro por Goldstein & Khan (1978).

das pelo BCB para o período em que informações provenientes dessas duas fontes estavam disponíveis (1979.1-1986.3). As séries de dados BCB foram, então, utilizadas para, com base na equação de regressão antes obtida, estender as séries FGV até o quarto trimestre de 1989.

Procedimento semelhante foi adotado para obter-se a série do PIB brasileiro para o período 1973-79, a partir das estimativas de Contador & Santos Filho (1987) e da Fibge. As informações dessa série para o período 1980-89 tiveram por fonte a Fibge.

Seguindo o procedimento que tem sido usualmente adotado na literatura, a taxa do imposto de importação foi estimada pela razão entre a receita daquele imposto e o valor total das importações no respectivo trimestre.<sup>5</sup>

Os componentes cíclico e secular da renda doméstica foram estimados, como é usual, a partir de uma regressão da série do logaritmo do PIB em relação ao tempo ( $t = 0, 1, 2, \dots$ ). A possibilidade de não-linearidades foi admitida através da adição de potências de  $t$  ( $t^n, n = 1, 2, \dots$ ) ao lado direito daquela equação de regressão, até que um coeficiente estatisticamente insignificante fosse obtido para o último termo em  $t$  acrescentado.

Informações adicionais sobre as séries utilizadas nos testes podem ser encontradas no anexo 1.

#### 4. Estimativas empíricas

Sob a hipótese costumeira de elasticidade-preço da oferta infinita e de exogeneidade das demais variáveis explanatórias incluídas no lado direito da equação, a equação (1) foi estimada pelo método de mínimos quadrados ordinários. Os resultados obtidos são mostrados na tabela 1.

A equação explica 84% da variação no volume de importações ( $R^2$  ajustado = 0,836427), com um erro padrão de apenas 1,65%.

O teste de Wald para a hipótese de homogeneidade sugeriu que as elasticidades em relação ao próprio preço e cruzada diferem não apenas em sinal, mas também em valor absoluto, indicando, assim, que a especificação adotada em (1), na qual as variáveis-preço foram separadas, deve ser mantida.

A fim de avaliar a adequação geral dessa especificação, a equação para a demanda de importações foi submetida a uma série de testes de diagnóstico, cujos resultados são também mostrados na tabela 1.<sup>6</sup> As estatísticas LM indicam que os resíduos não são serialmente correlacionados, um resultado que é também confirmado pelo valor da estatística  $Q$  de

---

<sup>5</sup> O procedimento adotado na construção da série para a taxa do imposto de importação, conforme corretamente apontou um parecerista, não está isento de problemas. Suponha-se a existência de apenas dois produtos, A e B. Admita-se que a alíquota do imposto de importação incidente sobre o produto A é zero e que esse produto é importado, enquanto a alíquota do imposto incidente sobre o produto B é, num primeiro momento, muito elevada, de modo que não há importações desse produto. Se uma redução significativa da alíquota incidente sobre o produto B der lugar, num segundo momento, a importações de B, a variável utilizada para medir o imposto de importação indicaria um aumento, e não uma redução, da alíquota média do imposto de importação. É prática corrente na literatura brasileira sobre funções de importação incorporar essa variável à equação estimada, não obstante o reconhecimento de dificuldades como a que se acabou de mencionar (ver, por exemplo, Dib (1981) e Zini (1988) e, para um procedimento algo mais complicado, Silva (1990)). Seguindo essa tradição, optou-se também neste trabalho, após as devidas ressalvas, por incluir a variável na especificação a ser estimada.

<sup>6</sup> Uma breve descrição do significado e das principais características de cada estatística de teste pode ser encontrada no anexo 2.

Ljung-Box.<sup>7</sup> O teste de Jarque-Bera sugere que os resíduos são normalmente distribuídos, enquanto o teste ARCH rejeita a hipótese de heteroscedasticidade condicional de primeira ordem. Finalmente, a estatística RESET valida a especificação adotada.

Os valores das elasticidades de longo prazo derivadas a partir dos coeficientes de regressão reportados na tabela 1 são apresentados na tabela 2. A significância estatística das elasticidades de longo prazo foi determinada com base em um teste de Wald da restrição não-linear  $\pi_j/(1-\pi_8) = 0$ , onde  $\pi_i$  é a elasticidade de curto prazo respectiva e  $(1 - \pi_8)$  é o coeficiente de ajustamento.

Tabela 1  
Demanda de importações  
Período de estimação: 1973.1-1989.4

log VOLIMP	- 6,3052967	- 0,2767671	log [er UNIIMP]
	(1,2716505)	(-3,1595652)	
	+ 0,2566872	log DIP	- 1,4220948
	(3,0156514)		(-1,4128167)
	+ 1,4793632	log YGAP	+ 0,2617895
	(3,0590477)		(1,1436132)
	+ 0,0000330	SPREAD	+ 0,7968859
	(1,2786692)		(9,2463872)
			log VOLIMP (-1)

As estatísticas *t* entre parênteses foram calculadas com base em estimativas dos desvios-padrão consistentes com heteroscedasticidade.

#### Estatísticas básicas

Tamanho da amostra (*T*) = 68

nº de parâmetros (*k*) = 8

*R*<sup>2</sup> ajustado = 0,836427

erro padrão de regressão % = 1,65

#### Testes de diagnósticos

LM (1,59) = 0,01121  
(0,9161)

LM(4,56) = 0,47041  
(0,7572)

LM (8,52) = 0,60674  
(0,7680)

Q(25) = 11,56  
(0,9898)

ARCH(1,66) = 0,61139  
(0,4371)

N(2) = 1,679256  
(0,431871)

WALD(1) = 3,75102  
(0,0528)

RESET(1,59) = 0,09343  
(0,7609)

CHOW(8,52) = 2,41344  
(0,0269)

Os valores entre parênteses correspondem aos níveis marginais de significância das respectivas estatísticas.

Todas as elasticidades apresentam os sinais previstos pela teoria. As elasticidades de longo prazo em relação à taxa do imposto de importação e ao ágio do mercado paralelo do dólar, entretanto, são insignificantes mesmo ao nível de 20%.

<sup>7</sup> O número de autocorrelações em que se baseou a estimativa da estatística *Q* foi dado por mínimo  $[T/2, 3\sqrt{T}]$ .

Tabela 2  
Demanda de importações  
Período de estimação: 1973.1-1989.4

Variável	Elasticidades de longo prazo	Teste de Wald
<i>er</i> UNIIMP	-1,3626188	3,94439 (0,0470)
DIP	1,2637586	3,48572 (0,0619)
<b>T</b>	-7,0014578	1,11475 (0,2911)
<i>Yd*</i>	1,2888790	2,42162 (0,1197)
YGAP	7,2834097	2,57156 (0,1088)
SPREAD	0,0001620	1,49209 (0,2219)
Coefficiente de ajustamento	0,2031141	7,31457 (0,0068)

Nota: A estatística de Wald testa a hipótese de que a respectiva elasticidade de longo prazo (dada por  $\pi_i / (1 - \pi_g)$  na equação (1)) não é significativamente diferente de zero; no caso do coeficiente de ajustamento, a hipótese testada é a de que  $(1 - \pi_g) = 0$ ; os números entre parênteses indicam os correspondentes níveis marginais de significância.

Ambas as elasticidades-preço de longo prazo são estatisticamente significativas, apresentando um valor absoluto em torno de 1,3. A elasticidade em relação ao próprio preço é algo maior do que a elasticidade-preço cruzada, o que sugere que a demanda de importações responde mais intensamente a mudanças no preço dos produtos importados do que a mudanças de mesma magnitude, mas sinal contrário, no preço de substitutos domésticos.

Quanto às elasticidades-renda de longo prazo, a hipótese de que não sejam significativamente diferentes de zero só foi rejeitada pelo teste de Wald ao nível de 12%. A elasticidade de longo prazo em relação à renda "secular" (*Yd\**) tem valor próximo da unidade (1,3). A elasticidade em relação ao componente cíclico da renda, por seu turno, sugere que a demanda de importações aumenta em aproximadamente 7% para cada 1% de aumento na razão entre a renda real e a renda potencial.

Finalmente, o valor do coeficiente de ajustamento é de 0,20, o que indica que metade do ajustamento a qualquer mudança no volume planejado ou desejado de importações terá lugar em aproximadamente um ano.<sup>8</sup>

O propósito desse exercício, entretanto, é testar a hipótese de que a especificação da equação para a demanda de importações que aparece na tabela 1 é incorreta porque não leva em conta a ocorrência de mudanças nas elasticidades durante o período analisado.

Quando a estabilidade estrutural da regressão reproduzida na tabela 1 é submetida a teste, tanto o teste CUSUMSQ como o teste de predição com *n*-passos de Chow indicam a

<sup>8</sup> Essa estimativa foi obtida a partir da razão  $(1 - \sigma) / \sigma$ , onde  $\sigma$ , o coeficiente de ajustamento, é dado por  $(1 - \pi_g)$ , com  $\pi_g$  sendo o coeficiente do valor defasado da variável dependente na equação (1).

possibilidade de uma mudança estrutural no início da década de 80, especificamente em algum ponto entre o quarto trimestre de 1980 (de acordo com o teste de  $n$ -passos de Chow) e o quarto trimestre de 1981 (de acordo com o teste CUSUMSQ).<sup>9</sup> Deve-se notar, entretanto, que a aplicação de testes CUSUM e CUSUMSQ, ou, em geral, de testes que fazem uso de resíduos recursivos, requer que os regressores sejam não-estocásticos, uma condição que é violada pela inclusão do valor defasado da variável dependente no lado direito da equação (1) (Khan, 1974; Brown, Durbin & Evans, 1975; Dunlevy & Deyak, 1989). Aqueles testes foram, assim, utilizados aqui meramente como um instrumento informal de diagnóstico.<sup>10</sup>

Depois de alguma experimentação, foi adotada uma partição utilizando o quarto trimestre de 1981 como ponto de *break* estrutural da equação. O usual teste de estabilidade de Chow confirmou a adequação dessa partição — a estatística de Chow obtida (reportada na tabela 1) é significativa ao nível de 3%, indicando que a hipótese de estabilidade dos parâmetros da equação para a demanda de importações durante o período sob análise deve ser rejeitada.<sup>11</sup>

Os valores estimados para as elasticidades de curto e longo prazos sob os dois diferentes regimes (1973.1-1981.3 e 1981.4-1989.4) são mostrados na tabela 3.<sup>12</sup> Testes de significância para cada uma das elasticidades estimadas também foram conduzidos e têm seus resultados reportados na mesma tabela.<sup>13</sup>

Os testes sugerem que a demanda de importações era preço-inelástica durante o período 1973.1-1981.3 — a elasticidade em relação ao próprio preço e a elasticidade-preço cruzada da demanda de importações são estatisticamente insignificantes naquele período. Tais elasticidades, entretanto, se elevam no período pós-1981.4, tornando-se ambas significativamente diferentes de zero ao nível de 1% e apresentando um valor (absoluto) de longo prazo em torno de 1,2 no período.<sup>14</sup>

---

<sup>9</sup> A versão desses testes disponível em MicroTSP 7.0 foi utilizada para obtenção dos resultados que se acabou de reportar.

<sup>10</sup> Os testes CUSUM e CUSUMSQ, em qualquer caso, não identificam necessariamente o ponto exato em que a mudança estrutural tem lugar, apenas proporcionando evidência quanto à região de instabilidade, de modo que "testes adicionais podem ser necessários para identificar de maneira mais acurada o período específico em que a mudança ocorreu" (Stern, Baum & Greene, 1979; Deyak, Sawyer & Sprinkle, 1989; Dunlevy & Deyak, 1989).

<sup>11</sup> O teste de Chow é inexato se as variâncias dos erros das duas subamostras diferirem (Johnston, 1984, p. 217). Estimando-se  $(\sigma_i)^2 = \text{RSS}_i/df_i$ , em que  $i = 1, 2$  se refere às subamostras 1973.1-1981.3 e 1981.4-1989.4, respectivamente, e calculando-se a razão entre as variâncias dos erros nos dois períodos, obtém-se  $(\sigma_2)^2/(\sigma_1)^2 = 1,42$ , um valor inferior ao valor crítico da estatística  $F(25,27)$  ao nível de 10%, sugerindo que a hipótese de que as variâncias dos erros sejam iguais nas duas subamostras não pode ser rejeitada.

<sup>12</sup> Tanto a equação para o período 1973.1-1981.3 como aquela para o período 1981.4-1989.4 foram submetidas aos mesmos testes de diagnóstico aplicados antes, quando a equação para a demanda de importações foi estimada para todo o período 1973.1-1989.4. Em ambos os casos, todas as estatísticas dos testes são insignificantes pelo menos no nível de 10%, de maneira que é possível afirmar-se que as hipóteses do modelo clássico de regressão linear e a hipótese de que os resíduos seguem a distribuição normal não são violadas. A fim de poupar espaço, os resultados desses testes não foram reproduzidos na tabela 3.

<sup>13</sup> Esses resultados foram derivados de uma equação de regressão em que variáveis *dummy* foram usadas para a estimativa das mudanças nas elasticidades entre os dois períodos. A possibilidade de mudanças no intercepto da equação foi também contemplada (e rejeitada) pelo teste.

<sup>14</sup> Vale notar que o teste de Wald não rejeitou a hipótese de que as duas elasticidades-preço de curto prazo eram iguais em valor absoluto no período 1981.4-1989.4. Essa mesma hipótese, entretanto, foi rejeitada para o período 1973.1-1981.3.



Tabela 3  
Demanda de importações

Estimativas das elasticidades	Período		Teste de Wald
	73.1-81.3	81.4-89.4	
<i>Elasticidades de curto prazo</i> <i>er UNIIMP</i>	-0,0338213 (0,05669) [0,8118]	-0,5296974 (8,54123) [0,0035]	4,63718 (0,0313)
DIP	-0,0549716 (0,09888) [0,7532]	0,5115404 (8,89031) [0,0029]	5,34955 (0,0207)
T	-3,1084603 (5,97077) [0,0145]	-1,5761846 (0,72599) [0,3942]	0,46582 (0,4949)
Yd*	0,6441122 (2,49123) [0,1145]	-0,0659099 (0,02677) [0,8700]	1,53326 (0,2156)
YGAP	0,4068017 (0,43014) [0,5119]	1,3806868 (1,65571) [0,1982]	0,61745 (0,4320)
SPREAD	0,0002177 (3,01985) [0,0823]	0,0000280 (0,44650) [0,5040]	2,06166 (0,1510)
Coefficiente de ajustamento ( $\sigma$ )	0,3705387 (6,72749) [0,0095]	0,4405194 (12,7445) [0,0004]	0,13743 (0,7109)
<i>Elasticidades de longo prazo</i> <i>er UNIIMP</i>	-0,0912760 (0,05072) [0,8218]	-1,2024383 (11,6721) [0,0006]	4,32380 (0,0376)
DIP	-0,1483558 (0,11488) [0,7347]	1,1612210 (10,5522) [0,0012]	5,40992 (0,0200)
T	-8,3890301 (2,14961) [0,1426]	-3,5780140 (0,64779) [0,4209]	0,44198 (0,5062)
Yd*	1,7383129 (4,89219) [0,0270]	-0,1496186 (0,02519) [0,8739]	2,36635 (0,1240)
YGAP	1,0978656 (0,32406) [0,5692]	3,1342247 (1,38237) [0,2397]	0,30312 (0,5819)
SPREAD	0,0005875 (1,82718) [0,1765]	0,0000636 (0,50340) [0,4780]	1,39468 (0,2376)

Nota: O costumeiro procedimento baseado no uso de variáveis *dummy* foi adotado para estimar as mudanças nas elasticidades entre os dois períodos; os números entre parênteses, abaixo das estimativas das elasticidades, correspondem à estatística do teste de Wald para a hipótese nula de que a respectiva elasticidade não é significativamente diferente de zero, enquanto os números entre colchetes indicam o nível marginal de significância ao qual é possível rejeitar essa hipótese nula; testes de Wald, cujos resultados são reportados na última coluna da tabela, também foram utilizados para determinar a significância estatística das mudanças no valor de cada elasticidade entre os dois períodos considerados; neste último caso, a hipótese testada foi a de que a diferença entre as elasticidades estimadas para os dois períodos não é significativamente diferente de zero; o número entre parênteses, abaixo da estatística de Wald na última coluna, indica o nível marginal de significância ao qual essa hipótese de constância das elasticidades pode ser rejeitada.

A elasticidade de longo prazo da demanda de importações com relação à renda "secular", por outro lado, aparentemente se reduziu entre os dois períodos, embora a evidência aqui não seja tão forte quanto no caso das elasticidades-preço, dado que a hipótese de constância dessa elasticidade só pôde ser rejeitada ao nível de 13%. Durante o período 1973.1-1981.3, a elasticidade de longo prazo em relação ao componente "secular" da renda era positiva e estatisticamente significativa ao nível de 3%, com o crescimento da renda "secular" apresentando um (moderado) viés pró-importações (elasticidade de longo prazo igual a 1,7). Após 1981.4, essa elasticidade aparentemente se tornou negativa e estatisticamente insignificante.

A hipótese de que as demais elasticidades de longo prazo permaneceram constantes no período em estimação só pôde ser rejeitada a níveis de significância superiores a 20% e, assim, a presunção de estabilidade para essas elasticidades parece ser suportada pelos testes.

Os resultados apresentados na tabela 3 foram derivados de uma equação de regressão na qual se admitia a possibilidade de instabilidade em todos os parâmetros. Dado, entretanto, que, conforme mostra a própria tabela 3, algumas elasticidades aparentemente permaneceram constantes ao longo do período sob análise, decidiu-se proceder a sucessivas reestimações da equação, eliminando, a cada passo, o termo destinado a captar mudanças nas elasticidades que tivesse apresentado menor significância estatística na especificação imediatamente anterior, até que apenas aqueles termos contendo variáveis *dummy* que apresentassem coeficientes estatisticamente significativos permanecessem na equação. Essa nova estimativa da função demanda de importações foi obtida através de uma regressão *piece-wise*, já que, após alguma experimentação, constatou-se que a imposição da restrição de que a linha estimada não fosse descontínua tendia a melhorar a *performance* da equação.<sup>15</sup>

Os resultados desse exercício são reproduzidos na tabela 4.

A variável *D* na tabela 4 é uma variável *dummy* igual a 1 no período 1982.1-1989.4 e igual a zero em 1981.4, o trimestre em que se supõe haver ocorrido a mudança estrutural, e em todo o período anterior a 1981.4.

O ajustamento da regressão *piece-wise* é algo melhor do que o da regressão mostrada na tabela 1 ( $R^2$  ajustado = 0,870379). As estatísticas derivadas dos testes de diagnóstico são insignificantes pelo menos ao nível de 19%, o que implica que a regressão apresenta uma *performance* satisfatória em todos os testes.

As estimativas das elasticidades de curto e longo prazos sob os dois regimes são reproduzidas na tabela 5.

Todas as elasticidades que são estatisticamente significativas apresentam os sinais esperados.

Como antes, os testes indicaram que ambas as elasticidades-preço eram estatisticamente insignificantes no período 1973.1-1981.3, tendo-se, entretanto, alterado significativamente nos anos 80, alcançando um valor (absoluto) de longo prazo em torno de 1,3 no período 1981.4-1989.4. Um decréscimo estatisticamente significativo na elasticidade da demanda de importações em relação à renda "secular" foi igualmente detectado. Essa elasticidade, que alcançara um valor de longo prazo de 2,0 no período 1973.1-1981.3, tornou-se negativa e estatisticamente insignificante no período seguinte. A rejeição da hipótese de

---

<sup>15</sup> Para uma descrição dessa técnica, consulte-se Pindyck & Rubinfeld (1981, p. 126-27).

constância das elasticidades se deu ao nível de significância de aproximadamente 1%, no caso das elasticidades-preço, e ao nível de significância de 4%, no caso da elasticidade em relação ao componente "secular" da renda.

Tabela 4  
Demanda de importações: 1973.1-1989.4

---

log VOLIMP	= 10,465113	- 0,1007087	D
	(1,9793268)	(-2,6378100)	
	- 0,0503698	log er UNIIMP	- 0,5572052 D log (er UNIIMP)'
	(-0,3925857)		(-2,5051615)
	- 0,0593514	log DIP	+ 0,6488493 D log DIP'
	(-0,3829238)		(2,7425452)
	+0,0000544	SPREAD	- 2,6193108 log T + 0,9170608 log Yd*
	(1,6165498)		(-2,4854246) (2,8480129)
	- 1,0147377	D log Yd**	+ 1,0148896 log YGAP
	(-2,1444022)		(1,8310613)
	+ 0,5408347	log VOLIMP	(-1)
	(5,8673518)		

---

Os termos  $D \log X'$  são tais que  $D = 0$  para  $t \leq 1981.4$ ,  $D = 1$  para  $t > 1981.4$  e  $\log X' = \log X_t - \log X_{t_0}$ , onde  $t$  é o período corrente e  $t_0 = 1981.4$ , o trimestre em que se presume ter ocorrido a mudança estrutural na equação.

As estatísticas  $t$  entre parênteses foram calculadas com base em estimativas dos desvios-padrão consistentes com heteroscedasticidade.

#### *Estatísticas básicas*

Tamanho da amostra ( $T$ ) = 68

nº de parâmetros ( $k$ ) = 12

$R^2$  ajustado = 0,870379

erro padrão da regressão % = 1,47

#### *Testes de diagnóstico*

LM (1,55) = 0,19410  
(0,6612)

LM (4,52) = 0,50589  
(0,7316)

LM (8,48) = 0,82985  
(0,5808)

Q(25) = 13,71  
(0,9665)

ARCH (1,66) = 0,29994  
(0,5858)

RESET (1,55) = 0,23148  
(0,6323)

N(2) = 3,279381  
(0,194040)

Os valores entre parênteses correspondem aos níveis marginais de significância das respectivas estatísticas.

---

Tabela 5  
Demanda de importações

Estimativas das elasticidades	Período		Teste de Wald
	73.1-81.3	81.4-89.4	
<i>Elasticidades de curto prazo</i>			
<i>er</i> UNIIMP	-0,0503698 (0,21789) [0,6407]	-0,6075750 (15,9979) [0,0001]	9,06479 (0,0026)
DIP	-0,0593514 (0,22342) [0,6364]	0,5894979 (15,1301) [0,0001]	10,6029 (0,0011)
<i>T</i>	-2,6193108 (8,63927) [0,0033]		-
<i>Yd</i> *	0,9170608 (11,1935) [0,0008]	-0,0976769 (0,06664) [0,7963]	4,94945 (0,0261)
YGAP	1,0148896 (4,34042) [0,0372]		
SPREAD	0,0000544 (2,25487) [0,1332]		
Coefficiente de ajustamento ( $\sigma$ )	0,4591653 (25,9711) [0,0000]		
<i>Elasticidades de longo prazo</i>			
<i>er</i> UNIIMP	-0,1096986 (0,20360) [0,6518]	-1,3232163 (13,2467) [0,0003]	10,4876 (0,0012)
DIP	-0,1292593 (0,23949) [0,6246]	1,2838468 (12,3297) [0,0004]	14,2869 (0,0002)
<i>T</i>	-5,7045051 (6,67657) [0,0098]		
<i>Yd</i> *	1,9972345 (14,1812) [0,0002]	-0,2127270 (0,06529) [0,7983]	4,65343 (0,0310)
YGAP	2,2102925 (3,27724) [0,0702]		
SPREAD	0,0001183 (2,27440) [0,1315]		

Fonte: Tabela 4.

Nota: Os números entre parênteses, abaixo das estimativas das elasticidades, correspondem à estatística do teste de Wald para a hipótese nula de que a respectiva elasticidade não é significativamente diferente de zero, enquanto os números entre colchetes indicam o nível marginal de significância ao qual é possível rejeitar essa hipótese nula; testes de Wald, cujos resultados são reportados na última coluna da tabela, também foram utilizados para determinar a significância estatística das mudanças no valor de cada elasticidade entre os dois períodos considerados; neste último caso, a hipótese testada foi a de que a *diferença* entre as elasticidades estimadas para os dois períodos não é significativamente diferente de zero; o número entre parênteses, abaixo da estatística de Wald na última coluna, indica o nível marginal de significância ao qual essa hipótese de constância das elasticidades pode ser rejeitada.

Os testes também apontaram para a possibilidade de um deslocamento para baixo do intercepto da equação, resultado que pode, em princípio, ser relacionado ao impacto sobre a demanda de importações do reforço das barreiras não-tarifárias e de outros controles administrativos sobre as importações nos anos 80. Vale notar, entretanto, que o valor estimado para tal deslocamento do intercepto, embora estatisticamente significativo, é relativamente reduzido.

Por último, a regressão *piece-wise* sugeriu que as elasticidades de curto e longo prazos com relação à taxa do imposto de importação, ao componente cíclico da renda doméstica e ao ágio do mercado paralelo permaneceram constantes durante o período em estimação. O valor de longo prazo dessas elasticidades é estatisticamente diferente de zero aos níveis de, respectivamente, 1%, 7% e 13%.

## 5. Conclusões

As seguintes conclusões são sugeridas pelos resultados dos testes reportados neste trabalho:

1. Para estimar-se de forma apropriada a equação para a demanda de importações no período sob análise (1973-89), é necessário que se leve na devida conta a possibilidade de instabilidade nos parâmetros da equação, dado que um *break* estrutural parece ter ocorrido entre os anos de 1980 e 1981.
2. O crescimento econômico no Brasil apresentou um (moderado) viés pró-importações (elasticidade de longo prazo em relação à renda "secular" maior do que 1) durante a década de 70, mas essa tendência aparentemente foi revertida no início da década de 80, de modo que no período pós-1981.4 o crescimento da capacidade de produção na economia deixou de ter impactos significativos sobre a demanda de importações. Dada sua direção e seu *timing*, essa redução na elasticidade em relação ao componente secular da renda doméstica pode ser tomada como um resultado da maturação, no início da década de 80, dos investimentos na produção de bens substitutos de importações levados a efeito após os dois choques do petróleo.
3. A demanda de importações, que era preço-inelástica nos anos 70, apresenta elasticidades em relação ao próprio preço e cruzada próximas da unidade nos anos 80. Esse achado de novo pode ser relacionado com o processo de substituição de importações, já que se pode esperar que uma maior substitutibilidade entre importações e produção doméstica, resultante da criação de capacidade de produção nova na economia interna, leve a um aumento da sensibilidade da demanda de importações em relação a mudanças de preços, isto é, a elasticidades-preço mais elevadas.
4. O *timing* e a direção das mudanças nas elasticidades de importação detectadas pelos testes de estabilidade reportados neste trabalho, são, portanto, *grosso modo* consistentes com a noção de que um amplo processo de substituição de importações teve lugar no Brasil no final dos anos 70 e início dos anos 80. Essa noção parece, de fato, oferecer uma racionalização satisfatória para os resultados dos testes aqui descritos.

5. Vale notar, de todo modo, que a demanda de importações também apresenta um forte componente cíclico, como evidenciado pelo valor superior a 2 da elasticidade de longo prazo em relação ao hiato do produto (ver tabela 5). Esse resultado sugere que não apenas o processo de substituição de importações a que se fez menção antes mas também os baixos níveis de utilização da capacidade produtiva que caracterizaram a economia brasileira nos anos 80 ajudam a explicar a sensível redução do *quantum* de importações observada naquela década.

6. Finalmente, também foi detectada pelos testes alguma sensibilidade da demanda de importações em relação a variações na taxa do imposto de importação e em relação a expectativas de desvalorização cambial, sendo essa evidência particularmente forte no que se refere à primeira daquelas variáveis.

## Referências bibliográficas

Abreu, M. *Equações de demanda de importações revisitadas: Brasil — 1960/1985*. Rio de Janeiro, Departamento de Economia da PUC-Rio, 1987. (Texto para Discussão, 148.)

Brown, R.; Durbin, J. & Evans, J. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*, series B, 37: 149-63, 1975.

Contador, C. & Santos Filho, W. Produto interno bruto trimestral: bases metodológicas e estimativas. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 17(3): 711-42, 1987.

Cuthbertson, K.; Hall, S. & Taylor, M. *Applied econometric techniques*. Ann Arbor, University of Michigan Press, 1992.

Deyak, T.; Sawyer, C. & Sprinkle, R. An empirical examination of the structural stability of disaggregated U.S. import demand. *Review of Economics and Statistics*, 71(2): 337-41, 1989.

Dib, M. F. Equações para a demanda de importações no Brasil: 1960/79. *Revista Brasileira de Economia*, 35: 373-86, 1981.

Dumlevy, J. & Deyak, T. Seasonal, cyclical and secular stability of Canadian aggregate demand for merchandise imports (1957/1982). *Applied Economics*, 21: 449-59, 1989.

Goldstein, M. & Khan, M. The supply and demand for exports: a simultaneous approach. *Review of Economics and Statistics*, 60: 275-86, 1978.

Issler, J. & Gazel, R. *Investigating the causes of the recent Brazilian trade surpluses*. Rio de Janeiro, Ipea/Inpes, 1989. (Textos para Discussão Interna, 183.)

Johnston, J. *Econometric methods*. McGraw Hill, 1984.

Khan, M. The stability of the demand-for-money function in the United States (1901/1965). *Journal of Political Economy*, 82(6): 1.205-19, 1974.

———. Import and export demand in developing countries. *International Monetary Fund Staff Papers*, 21: 678-93, 1974.

——— & Ross, K. Cyclical and secular income elasticities of the demand for imports. *Review of Economics and Statistics*, 57: 357-61, 1975.

Lemgruber, A. O balanço de pagamentos do Brasil: uma análise quantitativa. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 6(2): 313-52, 1976.

Moraes, P. Uma nota sobre as importações brasileiras de produtos manufaturados. *Revista Brasileira de Econometria*, 6: 69-82, 1986.

Murray, T. & Ginman, P. An empirical examination of the traditional aggregate import demand model. *Review of Economics and Statistics*, 58: 75-80, 1976.

Pimentel, F. & Lemos, M. *O comportamento da balança comercial: do ajustamento do início dos anos oitenta ao Plano Cruzado*. Belo Horizonte, Cedeplar-UFMG, 1988. (Texto para Discussão, 48.)

Pindyck, R. & Rubinfeld, D. *Econometric models and economic forecasts*. McGraw Hill, 1981.

Silva, J. *Um estudo econométrico da balança comercial brasileira: 1975-1988*. Rio de Janeiro, Departamento de Economia, PUC-RJ, 1990. (Dissertação de mestrado.)

Stern, R.; Baum, C. & Greene, M. Evidence on structural change in the demand for aggregate U.S. imports and exports. *Journal of Political Economy*, 87: 179-92, 1970.

Weisskopf, R. Trade, protection and import elasticities for Brazil. *Review of Economics and Statistics*, 51 (1): 58-66, 1979.

Zini Jr., A. Funções de importação e exportação para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 18(3): 615-62, 1988.

## Anexo 1

### Séries temporais utilizadas — definição e fontes

Variável	Definição	Fonte
DIP	preços no atacado — Brasil	CE-FGV
er	taxa de câmbio cruzeiro-dólar	CE-FGV
log $Yd^*$	valor ajustado da regressão do logaritmo do PIB real ( $Yd$ ) em relação a um polinômio na variável tempo	
log YGAP	resíduos da regressão acima	
SPREAD <sup>+</sup>	ágio da taxa de câmbio do dólar no mercado paralelo em relação à taxa de câmbio oficial	CE-FGV, BD
$T^+$	receita do imposto de importação/valor total das importações	CE-FGV
UNIIMP	valor unitário das importações	CE-FGV, BCB
VOLIMP	quantum importações	CE-FGV, BCB
Yd	PIB real Brasil	Contador & Santos Filho (1987), Fibge

Nota: Todas as variáveis entraram nos testes sob a forma de índices (ano-base: 1980-100).

BCB - Banco Central do Brasil;

BD - Brasil em dados;

CE-FGV - *Conjuntura Econômica*/Fundação Getúlio Vargas;

Fibge - Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

<sup>+</sup> Estimativa do autor baseada em dados das fontes indicadas.

## Anexo 2

### Descrição das estatísticas de teste utilizadas

$LM(p, T - k - p)$  = estatística do teste de Breusch-Godfrey para autocorrelação de ordem  $p$ , seguindo a distribuição  $F$  com os graus de liberdade indicados entre parênteses.

$Q(p)$  = estatística do teste de Ljung-Box para correlação serial, distribuída como qui-quadrada com graus de liberdade iguais ao número  $p$  de autocorrelações.

$ARCH(p, T - p - 1)$  = estatística do teste para heteroscedasticidade auto-regressiva condicional, a qual também segue a distribuição  $F$ ; adotando aquela que é a prática mais comum em testes ARCH (cf. Cuthbertson, Hall & Taylor, 1992, p. 112), o número  $p$  de defasagens de quadrados dos resíduos incluídas na equação de teste foi fixado em 1.

$RESET(p - 1, T - k - p + 1)$  = estatística  $F$  de Ramsey, destinada a testar a existência de erro de especificação, onde  $p$  é a maior potência com que o valor predito da variável dependente aparece na equação do teste RESET.

$N(2)$  = estatística qui-quadrada de Jarque-Bera, que permite testar se a série de resíduos segue a distribuição normal.

$WALD(q)$  = estatística do teste de Wald para restrições envolvendo os coeficientes da equação de regressão, a qual segue a distribuição qui-quadrada, com graus de liberdade iguais ao número  $q$  de restrições que estão sendo testadas.