

Equações para a demanda de importações no Brasil: 1960-79*

Maria de Fátima S. Pombal Dib**

O objetivo deste artigo é estimar uma função agregada da demanda de importações para o Brasil, na qual a renda real e o preço relativo das importações são as variáveis relevantes. Adotamos, também, a hipótese de ajustamento defasado das importações efetivas ao seu nível desejado. Adicionalmente, procuramos qualificar nosso modelo inicial, de maneira a permitir a distinção entre fatores cíclicos e fatores seculares ou tendênciais na demanda de importações. Todas as regressões foram estimadas por mínimos quadrados comuns com dados anuais, abrangendo o período 1960-79, e corrigidas pelo método de Cochrane-Orcutt.

Por último, tentamos comparar nossos resultados empíricos com os obtidos por Khan (1974), Lemgruber (1976) e Weisskoff (1979).

1. Introdução; 2. O modelo; 3. Resultados empíricos; 4. Considerações finais.

1. Introdução

O propósito deste artigo é obter estimativas para a demanda de importações no Brasil, abrangendo o período 1960-79.

Em face do atual desequilíbrio na balança comercial e da necessidade de medidas destinadas a restaurar o controle do balanço de pagamentos, políticas voltadas para o controle das importações são parte de qualquer estratégia de equacionamento das contas externas. Torna-se, assim, desejável procurar melhorar o conhecimento disponível do comportamento da demanda de importações. A

* Este artigo apresenta alguns resultados preliminares de tese de mestrado em andamento, ora em julgamento pelo Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. A autora agradece a Eliana A. Cardoso, que vem orientando a tese, bem como a Dionísio D. Carneiro pela expressiva colaboração que vem dedicando a este trabalho, sem implicá-los por erros que, porventura, ainda permaneçam.

** Economista do Departamento de Planejamento do BNDE.

não existência de medidas adequadas para a resposta das importações a diferentes variáveis de preço e renda real constitui um sério obstáculo à formulação de políticas mais adequadas.

Visando obter estimativas precisas para as elasticidades preço e renda da demanda de importações, o ensaio estrutura-se da seguinte maneira: a segunda seção expõe resumidamente a metodologia utilizada; a terceira analisa os dados e resultados obtidos na estimação da demanda de importações no Brasil entre 1960 e 1979; finalmente, a quarta seção compara nossos resultados com os obtidos por Lemgruber (1976), Weisskoff (1979) e Khan (1974).

2. O modelo

A teoria tem identificado como determinantes da demanda de importações as variáveis renda e preços relativos. No entanto, alguns fatores adicionais podem ser relacionados, tais como variáveis de tendência, e mudanças na condução da política econômica.

2.1 O modelo simplificado

A especificação mais simples da equação agregada da demanda de importações relaciona a quantidade demandada das importações, M^d , com a atividade econômica interna, medida pela variável renda real, Y , e com o preço do produto importado em relação ao do substituto doméstico.¹ A equação tem a seguinte forma:

$$\text{Log } M^d = \alpha_0 + \alpha_1 \log Y + \alpha_2 \log \frac{P_m (1 + t) \lambda}{P} + u_t \quad (1)$$

onde:

P_m = preço das importações em dólares;

P = preço doméstico;

λ = taxa de câmbio (Cr\$/US\$);

t = índice de proteção tarifária;

u_t = é o erro amostral independente e normalmente distribuído.

Trabalhando-se com a hipótese de que o Brasil é um país “pequeno” em relação aos mercados para suas importações, suporemos que a oferta das importações seja infinitamente elástica ao preço em dólares e que os preços domésticos e a

¹ Supõe-se que a função demanda é homogênea de grau zero nos preços e na renda.

renda real doméstica sejam exógenas.² Na seção seguinte estima-se a equação (1) pelo método dos mínimos quadrados ordinários, com dados anuais. Ademais, aceitamos inicialmente que a defasagem de ajustamento não ultrapasse um ano, ou seja, os importadores estão sempre sobre sua função de demanda ($M^d = M$).

Como a equação é especificada em termos logarítmicos, α_1 e α_2 são, respectivamente, as elasticidades renda e preço das importações. A teoria prediz que o sinal de α_2 é negativo, enquanto que a elasticidade-renda, α_1 , é positiva.

Analogamente a Lemgruber (1976), Khan (1974) e Weisskoff (1979), partimos da formulação mais simples da equação agregada da demanda de importações. A partir daí relaxamos algumas hipóteses de maneira a qualificar o modelo. Desta forma, adicionamos às hipóteses iniciais a possibilidade de ajustamentos defasados. Supondo que exista um custo de ajustamento das importações efetivas, M , ao seu nível desejado, podemos relacionar os acréscimos às importações à diferença entre as importações desejadas no período t e as importações no período $(t-1)$, ou seja:

$$\Delta \log M_t = \gamma (\log M_t^d - \log M_{t-1}) \quad (2)$$

onde γ é o coeficiente de ajustamento, $0 \leq \gamma \leq 1$.

Substituindo a equação (1) em (2), obtém-se:

$$\log M_t = \gamma \alpha_0 + \gamma \alpha_1 \log Y + \gamma \alpha_2 \log \frac{P_m(1+t)\lambda}{P} + (1-\gamma) \log M_{(t-1)} + \gamma u_t \quad (3)$$

onde $\gamma \alpha_1$ e $\gamma \alpha_2$ são respectivamente as elasticidades renda e preço de curto prazo.

2.2 Efeitos cíclicos e tendências na demanda de importações

A seguir discutimos a incorporação de efeitos cíclicos sobre a demanda de importações. A formulação mais simples da equação agregada da demanda de importação tem sido criticada por não permitir a distinção entre fatores cíclicos e fatores seculares ou tendências. Os efeitos de fatores cíclicos podem ser substancialmente diferentes dos efeitos oriundos de fatores seculares. A introdução da renda real corrente como variável explicativa pode captar apenas as influências cíclicas nas importações. Ignorar o papel dos fatores seculares pode conduzir a uma estimativa

² Trata-se de uma hipótese simplificadora. Em termos rigorosos, dada a dependência do investimento e do nível de atividade em geral em relação às importações não substituíveis, as importações (ou parte delas) deveriam ser parte, em um modelo mais geral, dos determinantes da renda.

tendenciosa da elasticidade-renda, em especial no que diz respeito a usos de "longo prazo" das equações estimadas.

Tentativas pretéritas de formular uma equação de demanda de importação na qual fosse possível isolar os dois efeitos foram feitas por Branson (1968) para os EUA, e por Marston (1970) para a Grã-Bretanha.

Efeitos de variações nos níveis de atividade econômica, variáveis de tendência e variáveis cíclicas devem ser, então, incluídas nas funções demanda de importação. Embora se reconheça a necessidade de considerar essas variáveis explicativas, existe um problema de identificação dessas variáveis, dado que qualquer duas dentre as três implicará a terceira. Logo, a introdução das três variáveis deixa o modelo superdeterminado e a decisão entre elas não pode ser resolvida empiricamente.³

Barker (1979) observa que os parâmetros relativos respectivamente às variáveis renda, cíclica e de tendência, não podem ser distinguidos independentemente. Com o objetivo de ilustrar esse problema de interpretação dos parâmetros, o autor estimou uma série de funções de demanda de importações para o Reino Unido, a nível agregado e desagregado, removendo individualmente as variáveis de renda, as variáveis cíclicas e as variáveis de tendência. De maneira geral, as estimativas se conformam com os resultados que poderiam ser esperados *a priori*. Quando a variável de tendência é omitida, a elasticidade-renda aumenta e a elasticidade de demanda cíclica se reduz. Analogamente, a omissão da variável de demanda cíclica resultaria numa elevação da elasticidade-renda. Finalmente, quando a variável renda é omitida, tanto a elasticidade de demanda cíclica quanto a elasticidade de tendência crescem. A única excessão ao modelo algébrico, encontrada por Barker (1979) é a elevação na variável de tendência quando a variável de demanda cíclica é retirada.

Diante desses resultados empíricos, podemos concluir que a omissão ou restrição de certas variáveis na estimativa da função de demanda de importação pode levar a resultados viesados e mal interpretados.

Tendo em vista essas considerações, estimamos também quatro especificações, nas quais, além da variável renda real, introduzimos outras variáveis, de maneira a tentar distinguir os efeitos de variáveis cíclicas e seculares. A primeira segue o método de Khan e Ross (1975); incorporando na especificação mais simples a renda tendencial (γ^*), ou seja:

$$\log M^d = \alpha_0 + \alpha_1 \log \gamma + \alpha'_1 \log \gamma^* + \alpha_2 \log \frac{P_m(1 + \lambda)}{P} + u_t \quad (4)$$

A segunda e a terceira seguem o modelo de Barker (1979), descrito anteriormente, enquanto que a última se baseia no modelo de Goldstein e Khan (1979). Na segunda, consideramos a variável cíclica, medida pelo quociente entre a renda

³ Veja Barker (1979).

real (γ) e a renda potencial (γ^*), e a variável tendencial (T), enquanto que na terceira, ao invés do hiato de produto, introduzimos a renda real (γ) e a variável tendencial (T). Finalmente, a última especificação procura captar a influência dos dois fatores através do hiato de produto (γ/γ^*) e da renda potencial (γ^*). As três especificações são as seguintes:

$$\log M^d = \alpha_0 + \alpha_1 \log \frac{\gamma}{\gamma^*} + \alpha'_1 T + \alpha_2 \log \frac{P_m (1+t) \lambda}{P} + u_t \quad (5)$$

$$\log M^d = \alpha_0 + \alpha_1 \log \gamma + \alpha'_1 T + \alpha_2 \log \frac{P_m (1+t) \lambda}{P} + u_t \quad (6)$$

e

$$\log M^d = \alpha_0 + \alpha_1 \log \left(\frac{\gamma}{\gamma^*} \right) + \alpha'_1 \log \gamma^* + \alpha_2 \log \frac{P_m (1+t) \lambda}{P} + u_t \quad (7)$$

Assim sendo, além da estimativa da formulação mais simples da equação agregada da demanda de importação, que incorpora apenas a variável renda real e preço relativo, consideramos também hipóteses de ajustamento parcial e introduzimos variáveis de tendência, destinadas a separar efeitos cíclicos e seculares da atividade econômica.

3. Resultados empíricos

Nesta seção descrevemos, resumidamente, os dados utilizados e analisamos os resultados empíricos.

As importações agregadas foram consideradas excluindo-se os grupos petróleo e trigo, dado que estes apresentam um comportamento muito específico, que merecem tratamento à parte, podendo, desta maneira, introduzir algum viés nos resultados finais. Os índices de preço e quantidade (exceto petróleo e trigo) foram construídos a partir de informações cedidas pelo Centro de Contas Nacionais da Fundação Getúlio Vargas – Rio de Janeiro. Os outros dados utilizados foram o índice geral de preços, disponibilidade interna (coluna 2) para o preço doméstico (P), o índice de produto real para a variável renda real, e o preço do dólar em cruzeiros (média anual) para a variável taxa de câmbio (λ), publicados mensalmente pela *Conjuntura Econômica*. Foram utilizados os dados de renda potencial estimados por André L. Resende.⁴ Adicionalmente procuramos obter, através da receita de tarifa de importação e da receita de importações expurgada de petróleo e trigo, um índice de tarifa de importação.⁵

⁴ Professor do Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica – PUC/RJ.

⁵ Os dados estão disponíveis para os interessados.

As regressões especificadas foram estimadas por mínimos quadrados com dados anuais e corrigidas pelo método de Cochrane-Orcutt.

As estimativas serão apresentadas em duas versões. No primeiro caso, a variável preço é composta de quatro elementos: preço internacional das importações, índice de tarifa e ágio cambial no numerador e preço doméstico no denominador. No segundo, retiramos da variável preço o elemento referente à tarifa de importação.

As equações relativas aos dois casos se encontram reproduzidas nos quadros 1 e 2 e se comportam muito bem: os preços relativos e a renda real explicam, entre 1960 e 1979, a maior parte da variância das importações, todos os coeficientes apresentam sinais esperados e razoável precisão nas estimativas.

Podemos concluir, *grosso modo*, que a equação agregada de importação para o Brasil apresenta alta elasticidade-renda, alta elasticidade-preço, velocidade de ajustamento acima de um ano, forte influência de fatores tendenciais e de fatores cíclicos.

Todos os resultados dos quadros 1 e 2 parecem confirmar a evidência de uma alta elasticidade-renda e preço da demanda de importação.

Assim sendo, embora possamos concluir que as importações brasileiras respondem satisfatoriamente a efeitos-preço, não se confirmando pessimismos em relação a inelasticidades, uma observação cuidadosa da legislação sobre importação parece indicar que as restrições quantitativas têm tido um papel relevante como instrumento de política comercial no Brasil. Portanto, sua omissão parece igualmente introduzir viés nas estimativas.⁶

Desta forma, seria desejável que se construísse um índice de proteção incorporando toda a informação da legislação, ou seja, que considerasse também as restrições quantitativas. Acreditamos que, neste caso, as estimativas das elasticidades-preço se elevariam consideravelmente, apresentando assim um maior grau de confiabilidade.

Considerando-se que, nas estimativas com defasagens distribuídas, ou seja, nas quais se introduz a hipótese de ajustamentos parciais, o coeficiente das importações defasadas (M_{t-1}) se apresenta significativo ao nível de pelo menos 95%, podemos rejeitar a hipótese de que as importações brasileiras se ajustam às informações relevantes para a função demanda num prazo igual ou inferior a um ano — veja equação (3). Assim sendo, é importante distinguir entre elasticidades de curto prazo, dadas pelas equações de desequilíbrio, e elasticidades de longo prazo, provenientes das equações de equilíbrio. As elasticidades renda e preço seriam calcula-

das a partir das elasticidades de curto prazo, segundo $\frac{\gamma\alpha_i}{1 - (1 - \gamma)}$ onde γ é o coeficiente de ajustamento e $\gamma\alpha_i$ são as elasticidades renda e preço de curto prazo. Se $(1 - \gamma) \neq 0$, então o ajustamento das importações a seu nível desejado não é

⁶ Uma análise da evolução destas políticas é objeto de outro trabalho da autora.

Quadro 1
Equações para a demanda de importações no Brasil
(1960-1979)

	Constante (c)	Renda real (γ)	Renda potencial (γ^*)	Tendência (T)	Hiato de produto ($-\frac{\gamma}{\gamma^*}$)	Importações defasadas (M_{t-1})	Preço relativo $P_R = \frac{Pm(1+t)\lambda}{P}$	R^2	DW**	SER**	RHO**
Equação (1)	1,52	1,51 (7,58)	—	—	—	—	-0,82 (-2,18)	0,968	1,7418	0,128	0,68
Equação (3)	4,20	0,45 (1,73)	—	—	—	0,64 (3,84)	-0,98 (-3,64)	0,9723	2,1723	0,125	0,04
Equação (4)*	6,18	3,45 (6,14)	-2,49 (-3,65)	—	—	—	-1,21 (-3,66)	0,9765	1,9046	0,114	0,31
Equação (5)*	10,05	—	—	0,07 (5,82)	3,45 (6,14)	—	-1,21 (-3,66)	0,9765	1,9046	0,114	0,31
Equação (6)	-2,44	3,40 (6,30)	—	-0,17 (-3,79)	—	—	-1,18 (3,98)	0,977	1,8442	0,112	0,33
Equação (7)*	6,18	—	0,96 (5,81)	—	3,45 (6,14)	—	-1,21 (-3,66)	0,9765	1,9046	0,114	0,31

* os dados utilizados abrangem apenas o período 1960-78.

** DW = estatística de Durbin-Watson; SER = erro-padrão da regressão; RHO = coeficiente de autocorrelação.

Obs.: a estatística Durbin para o coeficiente de importações defasadas (M_{t-1}) é 1,60.

Quadro 2
Equações para a demanda de importações no Brasil
(1960-1979)

	Constante (c)	Renda real (γ)	Renda potencial (γ^*)	Tendência (T)	Hiato de produto ($-\frac{\gamma}{\gamma^*}$)	Importações defasadas (M_{t-1})	Preço relativo $PR = \frac{P_m \cdot \lambda}{P}$	R^2	DW**	SER**	RHO**
Equação (1)	1,03	1,54 (7,53)	—	—	—	—	-0,73 (1,95)	0,9666	1,6635	0,131	0,68
Equação (3)	3,55	0,61 (2,02)	—	—	—	0,55 (2,87)	-0,90 (-2,86)	0,9701	2,1300	0,129	0,20
Equação (4)*	6,06	3,53 (5,76)	-2,57 (-3,45)	—	—	—	-1,19 (-3,28)	0,9742	1,8640	0,119	0,33
Equação (5)*	9,94	—	—	0,07 (5,42)	3,53 (5,76)	—	-1,19 (-3,28)	0,9742	1,8640	0,119	0,33
Equação (6)	-2,87	3,42 (5,83)	—	-0,16 (-3,49)	—	—	-1,11 (-3,50)	0,9750	1,8500	0,117	0,35
Equação (7)*	6,06	—	0,97 (5,42)	—	3,53 (5,76)	—	-1,19 (3,28)	0,9742	1,8640	0,119	0,33

* Os dados utilizados abrangem apenas o período 1960-78.

** DW = estatística de Durbin-Watson; SER = erro-padrão da regressão; RHO = coeficiente de autocorrelação.

Obs.: A estatística Durbin para o coeficiente de importações defasadas (M_{t-1}) é 1,79.

instantâneo. isto é. existe um "lag" de ajustamento. Logo, através de algum trabalho aritmético. podemos concluir que tanto no longo como no curto prazo, persistem altas elasticidades de preço e renda (veja quadro 3). Vale a pena observar que a elasticidade-renda no longo prazo – na equação (3) – está imprecisamente estimada. Apesar de maior que a unidade, ela é menor do que a elasticidade estimada na especificação sem defasagem – veja equação (1) – embora não possamos rejeitar a hipótese de que ambas sejam iguais. Provavelmente ambas estão subestimadas, em decorrência da não distinção entre fatores cíclicos e tendenciais.

Quadro 3

Elasticidades renda e preço das importações – curto e longo prazo *

		Renda	Preço
Curto prazo	Caso I	0,45	-0,98
	Caso II	0,61	-0,90
Longo prazo	Caso I	1,25	-2,72
	Caso II	1,36	-2,00

* As elasticidades de longo prazo foram calculadas a partir das de curto prazo, segundo a

fórmula: $\frac{\delta \alpha i}{1 - (1-\delta)}$

Por outro lado, quando desagregamos a variável de atividade em renda real (γ) e renda potencial (γ^*), a elasticidade-renda real se eleva consideravelmente, enquanto que a elasticidade-renda potencial se mostra negativa, ou seja, as importações demandadas variam inversamente com a renda tendencial. Parece que a introdução da variável renda potencial ou da variável tendencial nos permite, à luz do modelo de Barker (1979), distinguir entre fatores cíclicos e seculares. Constatamos uma forte influência tanto de fatores cíclicos, representados por uma alta elasticidade-renda real, como de fatores seculares, captados pela renda potencial – veja equação (4). O coeficiente negativo da variável tendencial pode ser interpretado como refletindo uma substituição de importação bem-sucedida durante o período em questão – veja equação (6).

Vale observar que, quando a variável hiato de produto é introduzida como medida de influência cíclica na demanda de importações, a elasticidade tendencial se torna positiva. Provavelmente, a omissão da variável renda real introduziu algum viés nos resultados das equações (5) e (7).

Em resumo, os resultados podem ser apresentados como: altas elasticidades preço e renda, elasticidade tendencial negativa incorporando os efeitos de um

processo de substituição de importações bem-sucedido entre 1960 e 1979, forte influência de fatores cíclicos e tendenciais, e defasagem de ajustamento não inferior a um ano.

4. Considerações finais

Tendo em vista uma comparação entre os resultados empíricos desta pesquisa com os obtidos por Lemgruber (1976), Weisskoff (1979) e Khan (1974), para o Brasil, cabem aqui algumas considerações sobre os dados e a metodologia utilizada por cada um deles.

A equação estimada por Lemgruber (1976) foi a especificação mais simples, similar à equação (1). Os dados utilizados foram os índices de preço e quantidade de importação publicados mensalmente pela *Conjuntura Econômica*, Y foi índice de produto industrial, P foi o índice geral de preços por atacado e λ foi o preço do dólar em cruzeiros (média anual). Note-se que Lemgruber não inclui em suas estimativas um índice de tarifa às importações (caso II, em nossos exercícios). Por outro lado, houve necessidade de introduzir uma variável *dummy* para o ano de 1974, de maneira a levar em conta a possibilidade de demanda especulativa provocada por expectativas generalizadas de escassez e aceleração inflacionária internacional. Cabe observar ainda que os dados relativos aos índices de preço e quantidade das importações não excluem os itens petróleo e trigo.

Por outro lado, o modelo geral de demanda de importação adotado por Weisskoff (1979) distingue, além das elasticidades de renda e preço da demanda de importações, um coeficiente de tendência e uma variável *dummy* destinada a indicar deslocamentos na função, devido a mudanças na condução da política econômica. Para Weisskoff, a introdução de uma variável de tendência reflete uma substituição de importação bem-sucedida, quando apresenta sinal negativo, ou um aumento na dependência de importações, quando este é positivo. Todas as regressões em Weisskoff foram também estimadas por mínimos quadrados ordinários, com dados anuais, abrangendo o período de 1953-70.

Khan (1974), além de usar a especificação mais simples em suas regressões, admite também o processo de ajustamento parcial. Contrariamente a Lemgruber (1976) e Weisskoff (1979), as regressões de Khan foram estimadas sujeitas a um processo auto-regressivo de primeira ordem, através do método de mínimos quadrados de dois estágios.⁷ O período estudado foi 1951-69, com dados anuais. Todas as variáveis são definidas em dólares constantes de 1958.

Os resultados de Lemgruber (1976), Weisskoff (1979) e Khan (1974) são apresentados no quadro 4.

Com exceção da estimativa da equação de equilíbrio do modelo de Khan, todas as regressões apresentam uma alta elasticidade-renda da demanda de impor-

⁷ A técnica usada foi a de Sargan (1964).

Quadro 4
Equações para a demanda de importações no Brasil
Lemgruber – Weisskoff – Khan*

	Constante	Variável de atividade		Preço	Tempo (α_3)	Dummy	M_{t-1}	RHO	R^2	\bar{R}^2	D.W.
		PNB	KAP								
Lemgruber 1965-74	-2,0257	1,4930 ^a (27,15)	—	-0,4949 ^b (-2,02)	—	(dum. 74) 0,3294 ^a (3,04)	—	—	0,0049	0,9935	1,84
Weisskoff 1953-70	-5,994	2,333 ^a (3,034)	—	-0,374 (2,142)	-0,131 ^b (2,840)	0,260 ^b (2,796)	—	—	—	0,823	1,89
	-2,744 ^b (2,778)	—	1,759 ^a (7,488)	0,262 ^b (2,921)	-0,080 ^a (5,876)	—	—	—	—	0,896	1,77
Khan 1951-69	2,533 (1,51)	9,107 ^b (2,78)	—	-1,688 ^a (5,50)	—	—	—	0,378 ^c (1,49)	—	—	—
	-0,402 (0,20)	0,153 ^a (3,51)	—	-1,315 ^a (3,97)	—	—	-1,153 (1,22)	0,342 ^c (1,97)	—	—	—

* Foram utilizados nas regressões dados anuais agregados.

PNB = Produto nacional bruto.

KAP = Formação bruta de capital.

^aSignificante ao nível de 99%.

^bSignificante ao nível de 95%.

^cIndica que a hipótese de autocorrelação pode ser rejeitada.

tação. No entanto, os resultados quanto à elasticidades-preço não parecem responder da mesma forma. Ao contrário dos resultados de Khan, os coeficientes estimados por Lemgruber e Weisskoff denunciam que, embora com sinal correto, as importações brasileiras apresentariam baixa elasticidade em relação a preços. Essa diferença entre os resultados parece residir no fato de que Lemgruber, Weisskoff e Khan utilizaram dados de preço e *quantum* de importação incluindo petróleo e trigo. Ademais, não incorporaram em suas variáveis preço-relativo um índice de tarifa de importação. Essa omissão teria introduzido também algum viés nas estimativas.

Contrariamente às nossas observações, Khan afirma que o baixo grau de autocorrelação dos resíduos, refletido por um coeficiente de autocorrelação não significativo, tanto nas estimativas de equilíbrio quanto nas estimativas de desequilíbrio, serviria como indicador de que as restrições quantitativas têm tido um papel insignificante no fluxo de comércio do Brasil. Além disso, Khan encontra evidência de um coeficiente de importações defasadas não significativo e conclui que o ajustamento das importações é instantâneo.

Por outro lado, os resultados de Weisskoff quanto à elasticidade tendencial se conformam com os nossos, na medida em que os dois apresentam evidência de uma forte influência de fatores tendenciais, que na interpretação de Weisskoff reflete uma substituição de importação bem-sucedida. Os outros resultados não são passíveis de comparação, dado que Lemgruber (1976), Weisskoff (1979) e Khan (1974) limitaram seus exercícios à especificação mais simples da equação agregada da demanda de importações.

Anexo

A metodologia de construção dos índices

1. Índices de preço e quantum das importações

Os índices de preço e *quantum* das importações, exceto petróleo e trigo, foram calculados a partir de dados cedidos pelo Centro de Contas Nacionais da Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro. Os índices de preço foram obtidos pelo método de Paashe:

$$P = \frac{q_1 p_1}{q_1 p_0}$$

e os índices de *quantum*, pelo método de Laspeyres,

$$Q = \frac{q_1 p_0}{q_0 p_0}$$

2. *Índices de tarifa de importação*

Foram calculados a partir da receita de importação expurgada de petróleo e trigo e da receita de imposto de importação, da seguinte maneira:

$$\frac{RT}{(MT - MP - MT) \lambda}$$

onde:

RT = receita de tarifa de importação;

MT = receita total de importação;

MP = receita de importação de petróleo;

MT = receita de importação de trigo;

λ = taxa de câmbio.

3. *Hiato de produto*

Foi calculado a partir dos dados de produto real e produto potencial, ou seja:

$$GAP = \frac{Y}{Y^*}$$

onde:

Y^* = produto potencial;

Y = produto real.

Os dados de produto potencial foram obtidos a partir dos dados de produto real, em base de 1970.

Abstract

The purpose of this paper is to estimate an aggregate import demand function for Brazil, in which the domestic real income and the ratio of import prices to domestic prices are the relevant variables. We also adopted the possibility of behavior out of equilibrium by specifying a partial adjustment mechanism for imports. In addition, the simplest import demand function is qualified to allow a distinction between the effects of cyclical factors and those factors that are secular in nature, on the level of imports. All the equations were estimated by

ordinary least squares, using the Cochrane-Orcutt method to adjust for autocorrelation. The period of study was 1960-79 on an annual basis.

Finally we compare our results with those obtained by Khan (1974), Lemgruber (1976) e Weisskoff (1979).

Referências bibliográficas

Barker, T. S. Identification of activity effects, trends and cycles in import demand. *Oxford Bulletin*. Feb. 1979.

_____. *A Priori constraints and the analysis of United Kingdom imports*. UK, Department of Applied Economics, University of Cambridge, Feb. 1976.

Branson, W. H. *A Disaggregated model of the US balance of trade*. Board of Governors of the Federal Reserve System, Feb. 1968. (Staff Economic Studies, 44.)

Goldstein, M.; M. S. Khan & L. H. Officer. Prices of tradable and nontradable goods in the demand for total imports. IMF, Mar. 1979.

Khan, M. S. Import and export demand in developing countries. Nov. 1974. p. 678-93. (IMF Staff Papers, 21.)

_____. The structure and behavior of imports of Venezuela. *The Review of Economics and Statistics*, Harvard University, 57 (2), May 1975.

_____. & Ross, K. Z. Cyclical and secular income elasticities of the demand for imports. *The Review of Economics and Statistics*, Harvard University, p. 357-861. Nov. 1975.

Lemgruber, A. C. O balanço de pagamentos do Brasil: uma análise quantitativa. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 6 (2): 287-312, ago. 1976.

Marston, R. Income effects and delivery lags in British import demand: 1955-67. *Journal of International Economics*, 1: 301-18, 1970.

Weisskoff, R. Trade, protection and import elasticities for Brazil. *The Review of Economics and Statistics*, Harvard University, 1979.