UMÁ NOTA SOBRE AS IMPORTAÇÕES BRASILEIRAS
DE PRODUTOS MANUFATURADOS

Pedro Bodin de Moraes

RESUMO

A demanda por importações tem sido objeto, no Brasil, de várias estimações econométricas. Os diversos autores têm utilizado dados anuais, devido à inexistência de informações trimestrais sobre o produto. Neste artigo utilizamos os dados para o produto trimestral recentemente calculados por Lopes e Modiano (1985) para estimar uma equação para a demanda de importações de produtos competitivos à indústria de transformação no período 1976.I a 1984.IV. Além disso, procuramos captar o efeito de possíveis situações de racionamento. Para isso incluímos a variável reservas líquidas/dívida externa de curto e longo prazo em nossas equações.

As estimativas obtidas são reportadas na Seção 2. Na Seção 3, a partir dessas estimativas, foram feitas projeções para a evolução do quantum das importações sob diferentes cenários para a taxa do crescimento do produto.

ABSTRACT

There have been several estimations for an import demand equation in Brazil. All the authors have used annual data, in the ab-

sence of information for output on a quarterly basis in this paper we have used an output series recently calculated by Modiano and Lopes (1985) to estimate an import demand equation for the period 1976.I - 1984.IV.

We attempted to capture import rationing by including net reserves/external debt as an explicative variable in our regressions.

The estimatives obtained are reported in Section 2. In Section 3 we present some progressions for the evolution of the import volume under different assumptions on the output rate of growth.

A demanda por importações tem sido objeto no Brasil de várias investigações econométricas. Os diversos autores¹ têm utilizado da dos anuais, devido à inexistência de informações trimestrais sobre o produto, e assumido diferentes combinações da seguinte especificação²:

$$\ln(Q_t^d) = \alpha + \beta \ln(y_t) + \gamma \ln(E_t \cdot P_t^*/P_t) + \delta \cdot T + v_t \quad (1)$$

$$\ln(Q_t/Q_{t-1}) = \lambda \cdot \ln(Q_t^d/Q_{t-1}^d) \quad (2)$$

onde Q^d é a quantidade demandada de importações, Q a quantidade importada, y o produto real, E a taxa de câmbio, P^* o preço em moeda estrangeira das importações, P o preço dos bens produzidos no país, T uma variável de tendência e v um distúrbio aleatório.

A inclusão de uma variável de tendência visa captar mudanças estruturais na economia, tais como, por exemplo, o avanço do processo substitutivo de importações, evitando que a estimativa obtida para a elasticidade renda seja viesada.

¹ Dib (1981), Khan (1974), Lemgruber (1976) e Weisskoff (1979).

² Alguns autores incluem o hiato do produto ao invés do trend como variável da tendência. É fácil mostrar que se o produto potencial é suposto crescer a uma taxa constante as duas alternativas são equivalentes.

A equação (1) é uma demanda por importações convencionais, onde esta variável é função tanto da renda real quanto do preço relativo do bem importado em relação ao preço do bem produzido no país. A equação (2) permite que possam ser incorporadas à análise os custos associados a alterações na quantidade importada no curto prazo.

Dib (1981), recentemente, estimou uma equação para a demanda por importações no Brasil no período 1960/79. Como variável dependente ela considerou o índice de quantum das importações totais excluídos petróleo e trigo. Tal exclusão se deve ao fato de que as importações daqueles dois produtos têm comportamento bastante distinto da importação dos demais bens. No cálculo da taxa de câmbio real Dib utilizou o preço unitário das importações totais excluídos petróleo e trigo e o índice de preço por atacado (disponibilidade interna). Para a renda real foi utilizado o Produto Interno Bruto.

A melhor especificação obtida por Dib consiste das equações (1) e (2) imposta a restrição de que $\lambda = 0$, o que equivale a considerar que os custos de ajustamento são irrelevantes. A título de comparação com os resultados aqui obtidos, vale a pena transcrever as estimativas daquela autora:

$$\ln(Q_t) = -2.87 + 3.42 \cdot \ln(Y_t) - 1.11 \cdot \ln(P_t^* \cdot E_t / P_t) - 0.16 \cdot T \quad (3)$$

(5.83) (-3.50) (-3.49)

$$R^2 = 0.975, DW = 1.850, SER = 0.117, \rho = 0.35,$$

onde DW é a estatística de Durbin Watson, SER o erro padrão da regressão, ρ o coeficiente de autocorrelação, e o valor entre parênteses é a estatística t.

Ainda que todas as estimativas tenham o sinal previsto pela teoria e sejam significativamente diferentes de zero o erro padrão da regressão é elevado. Como um dos objetivos desta nota é o de, com base numa equação para as importações, poder projetar ou mesmo prever sua evolução sob diferentes cenários para o produto real, este erro padrão causa desconforto.

Outro problema ainda mais importante diz respeito ao período de análise. Ao longo das décadas de sessenta e setenta a economia brasileira passou por importantes transformações estruturais. Para citar algumas dessas transformações pode-se mencionar o caso da indústria de bens de capital, que de insipiente passou a atender, no final da década passada, a mais de 50% do consumo aparente [veja Correa do Lato et alii (1979)]. Essas mudanças estruturais obviamente se refletiram sobre a composição das importações brasileiras, alterando-a por completo. É difícil sustentar que tais mudanças possam ser captadas pela mera inclusão de uma variável de tendência.

Deve-se ressaltar, entretanto, que tanto Dib quanto os demais autores viam-se forçados a considerar um período mais longo devido, como já foi dito, à inexistência de informações trimestrais sobre a variável renda. Esse problema pode agora ser resolvido, já que recentemente Lopes e Modiano (1985), utilizando uma metodologia semelhante à da Fundação Getúlio Vargas, calcularam o PIB trimestral para o período de 1975/84.

Por último cabe mencionar um ponto para o qual nenhuma atenção tem sido dada e de grande importância para a análise econômica. No Brasil a importação de quase todos os artigos tem que ser aprovada pela CACEX. Neste contexto, o governo tem nas mãos um importante instrumento de política econômica na medida em que as importações podem ser afetadas via, por exemplo, a demora na liberação das guias de importação.

Díaz-Alejandro (1965) em seu estudo sobre o impacto de uma desvalorização cambial sobre a economia argentina, estimou algumas equações de demanda por importações naquele país. Antes de partir para a análise empírica aquele autor se deteve discutindo o problema do racionamento das importações e em como incluir tal fato em suas equações. Segundo ele, o governo argentino toda vez que enfrentava problemas no Balanço de Pagamentos passava a demorar na liberação das guias de importação. Desta forma, mesmo que não houvessem custos associados à alteração da quantidade importada, nem sempre a quantidade demandada era igual à quantidade importada.

Assim sendo, Diaz-Alejandro além de utilizar o produto e a taxa de câmbio real como determinantes da quantidade importada, também incluiu as reservas líquidas como variável explicativa. A rationale para a inclusão desta variável é a de que o governo procura manter um determinado nível de reservas. Se as reservas caem abaixo deste nível as guias de importação passam a ser liberadas de forma mais lenta, deprimindo assim as importações no período.

(iii)

Utilizando os dados para o produto trimestral calculados por Lopes e Modiano (1985) estimamos no período 1976.I a 1984.IV as equações (1) e (2), considerando diferentes estruturas de defasagens para as variáveis independentes. A variável dependente é o índice de quantum das importações de produtos competitivos à indústria de transformação (Conjuntura, coluna 30)³, e a taxa de câmbio real é a razão entre o índice do preço unitário em dólar das mercadorias importadas (Conjuntura, col. 44) e o índice de preços por atacado (disponibilidade interna) convertido em dólar. Devemos notar que não estamos levando em consideração o impacto de alterações na estrutura tarifária. O método de estimação empregado foi tanto o de mínimos quadrados ordinários (OLS) quanto o das variáveis instrumentais (IV) uma vez que não se deve descartar a possibilidade de que a variável renda seja endógena. A melhor especificação obtida foi:

1976.I a 1984.IV

OLS

$$\begin{aligned} \ln(Q_t) = & -4.06 + 1.388. \ln(Y_t) - 0.303 \ln(P_t^*.E_t/P_t) + \\ & (5.68) \quad (-2.34) \\ & + 0.515.\ln(Q_{t-1}) - 0.018.T \quad (4) \\ & (5.59) \quad (-5.59) \end{aligned}$$

³ A importação de produtos competitivos à indústria de transformação (produtos manufaturados) é praticamente idêntica à importação total exclusive petróleo e trigo.

$$R^2 = 0.936, Q(18) = 10.55, SER = 0.080, h = 0.284$$

IV

$$\ln(Q_t) = -4.45 + 1.484 \ln(Y_t) - 0.315 \ln(P_t^* \cdot E_t / P_t) + 0.499 \ln(Q_{t-1}) - 0.019 \cdot T$$

(3.98) (-2.35) (4.80) (-4.58)

$$R^2 = 0.936, Q(18) = 11.02, SER = 0.082, h = 0.188$$

Obs.: Foram utilizados como instrumentos, a renda nos períodos t-1 a t-3, a taxa de câmbio nos períodos t a t-2, a moeda real (M3) nos períodos t-1 e t-2, a variável dependente defasada de um período e o trend.

Todos os coeficientes estimados são significativamente diferentes de zero, têm o sinal previsto pela teoria e tanto a estatística h de Durbin quanto a estatística Q indicam que não há autocorrelação serial entre os resíduos. A elasticidade renda da demanda por importações estimada é bem superior à unidade, sendo igual no curto prazo a 1.39 e no longo prazo a 2.8. A elasticidade estimada da demanda por importações em relação à taxa de câmbio real é bem inferior à encontrada por Dib, sendo igual, no longo prazo, a 0.62, ou seja, uma elevação de 10% na taxa de câmbio real provocaria uma queda de cerca de 6% nas importações de bens produzidos pela indústria de transformação. Por último, o coeficiente estimado para a variável de tendência indica que as importações caem a uma taxa de quase 7,5% ao ano. Finalmente, deve-se também notar que as estimativas obtidas pelo método dos mínimos quadrados são praticamente idênticas às obtidas pelo método das variáveis instrumentais.

As estimativas obtidas acima podem estar viesadas na medida em que haja racionamento das importações em resposta a problemas com o Balanço de Pagamentos. Em particular, se este racionamento de fato tiver ocorrido uma vez que houve acentuada perda de reservas com a retração da oferta de crédito disponível ao país ocorrida a par-

tir de 1981 a estimativa do coeficiente de tendência deve estar visada para cima.

Para tentar contornar este problema iremos supor que o governo tem por meta a manutenção de uma determinada razão entre a dívida de médio e longo prazo e as reservas líquidas (reservas totais menos as obrigações de curto prazo). Se esta razão cair abaixo da meta, as importações passam a ser racionadas. Já, se as reservas líquidas se elevarem em relação à dívida, produtos que não podiam ser importados são liberados.

Reestimou-se, portanto, as equações (1) e (2) incluindo a variável reservas líquidas/dívida de médio e longo prazo obtendo-se os seguintes resultados:

1976.I a 1984.IV

OLS

$$\begin{aligned} \ln(Q_t) = & -3.87 + 1.319 \ln(Y_t) - 0.256 \ln(P_t^* E_t / P_t) + \\ & (5.61) \quad (-2.04) \\ & 0.495 \ln(Q_{t-1}) + 0.593 [(RL_t + RL_{t-1}) / (DIV_t + DIV_{t-1})] - 0.015T \quad (6) \\ & (5.61) \quad (2.04) \quad (-4.15) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.944, \quad Q(18) = 13.81 \quad SER = 0.076, \quad h = -0.647$$

IV

$$\begin{aligned} \ln(Q_t) = & -4.51 + 1.479 \ln(Y_t) - 0.278 \ln(P_t^* E_t / P_t) + \\ & (4.30) \quad (-2.12) \\ & + 0.565 ((RL_t + RL_{t-1}) / (DIV_t + DIV_{t-1})) + 0.469 \ln(Q_{t-1}) - 0.016T, \\ & (1.91) \quad (4.81) \quad (-3.73) \end{aligned} \quad (7)$$

$$R^2 = 0.943, \quad Q(18) = 14.1, \quad SER = 0.077, \quad h = 0.772$$

Obs.: Os instrumentos utilizados foram os mesmos utilizados na equação (5) acrescidos da variável RL/DIV.

onde RL/DIV é a razão entre as reservas líquidas e a dívida de médio e longo prazo (veja o Apêndice para uma discussão sobre os dados utilizados).

Todos os coeficientes estimados são significativamente diferentes de zero e têm o sinal esperado "a priori". Em particular, o coeficiente associado à variável que foi incluída visando captar a existência de possíveis racionamentos às importações, sugere que estes de fato ocorreram. Reduções na razão, reservas líquidas, dívida externa tendem a deprimir as importações, ainda que a magnitude do impacto seja reduzida.

Tendo por base as estimativas obtidas pelo método dos mínimos quadrados pode-se notar que o coeficiente associado à variável de tendência passa de -0.018 para -0.015, o que implica uma queda anual de cerca de 6% no volume de importações. As demais estimativas quase não são alteradas. A elasticidade renda estimada da demanda por importações é no curto prazo de 1.32, e no longo prazo de 2.61, e a elasticidade em relação à taxa de câmbio real continua ao redor de 0.6 no longo prazo.

(iii)

Com base nas estimativas obtidas na seção anterior, podemos fazer algumas projeções para a evolução do volume de importações competitivas à indústria de transformação sob diferentes cenários para a taxa de câmbio real e o produto interno. Além disso, podemos comparar as projeções aqui obtidas para os dois primeiros trimestres de 1985 com as importações efetivas, uma vez que estes dados já se encontram disponíveis.

A importância deste exercício resulta do fato de que é necessário um conhecimento mais detalhado do impacto de uma retomada do crescimento sobre as importações, tendo em vista a necessidade de se gerar um superavit no Balanço comercial que permita o pagamento de juros e amortizações sem recorrer-se a novos empréstimos.

A Tabela 1 apresenta as estimativas para a evolução do volume de importações em cada trimestre de 1985 tendo por base as regres-

sões (4) e (6). Para os dois primeiros trimestres do ano, foram utilizados a taxa de câmbio real e o PIB efetivos. Para o terceiro e o quarto trimestre assumiu-se que a taxa de câmbio real manter-se-á no nível atingido no segundo trimestre e que o PIB crescerá à taxa de 7% em relação ao respectivo trimestre do ano anterior. Com relação à variável reservas/dívida, considerou-se que esta permanecerá no mesmo nível do último trimestre de 1984.

Tabela 1

	1984	1985			
	IV	I	II	III	IV
(1) $\frac{EP^*}{P}$	100	93.0	109.1	109.1	109.1
(2) Y	100	97.0	106.0	107.9	107.0
(3) Q(eq. 4)	100	92.1	93.4	94.8	91.8
(4) Q(efetivo)	100	93.4	91.3	-	-
(5) RL/DIV	100	100	100	100	100
(6) Q(eq. 6)	100	94.8	98.2	100.8	98.7

Comparando-se as estimativas do volume de importações nos dois primeiros trimestres de 1985 com as importações eficientes realizadas - linha 4 - vemos que a diferença entre ambos é bem reduzida. No caso das estimativas obtidas utilizando-se a regressão (4) a diferença é nos dois trimestres inferior a 2.5%. Isso sem dúvida indica que as regressões obtidas na seção anterior têm elevado poder de previsão.

Com base no cenário descrito na Tabela 1 para as variáveis dependentes - renda e taxa de câmbio real - estimou-se um crescimento no volume de importações de produtos da indústria de transformação de cerca de 11% em 1985. Se a regressão (4) for utilizada, o crescimento estimado do volume de importações cai para cerca de 6%, mas convém lembrar que a estimativa do coeficiente associado à variável de tendência pode estar viciado para cima (em valor absoluto).

Um ponto de grande interesse para a condução da política econômica do país é o de melhor conhecer o impacto sobre as importações de uma retomada no ritmo de crescimento da economia com base nas estimativas obtidas na seção anterior podemos estimar o impacto sobre as importações de diferentes taxas de crescimento do produto.

Supondo-se que tanto a taxa de câmbio real quanto a razão reserva dívida permanecem constantes podemos reescrever as equações (1) e (2), tomando-se a primeira diferença, como,

$$\begin{aligned} \ln(Q_t) - \ln(Q_{t-1}) &= \lambda \beta [\ln(Y_t) - \ln(Y_{t-1})] \\ &+ (1-\lambda) [\ln(Q_{t-1}) - \ln(Q_{t-2})] - \lambda \delta \end{aligned} \quad (8)$$

Se a taxa de crescimento do produto for constante, i.e., $\ln(Y_t) - \ln(Y_{t-1}) = \bar{Y}$ a solução dessa equação será dada por^(v)

$$\bar{Q} = \ln(Q_t) - \ln(Q_{t-1}) = \frac{\lambda \beta \bar{Y} - \lambda \delta}{1-\lambda} \quad (9)$$

É imediato, portanto, ver que a taxa de crescimento do volume de importações depende da taxa de crescimento do produto.

Supondo-se que

(4) A condição de estabilidade é satisfeita, i.e., $|1-\lambda| < 1$

A Tabela 2 mostra, para diferentes taxas de crescimento do produto, a taxa de crescimento do volume de importações correspondente, substituídas as variáveis β , λ , δ pelas respectivas estimativas provimentos das regressões (4) e (6).

Tabela 2

I (regressão 4)		II (regressão 6)	
$\bar{Y}$	$\bar{Q}$	$\bar{Y}$	$\bar{Q}$
-5%	-26.4%	-5%	-24.9%
0%	-11.8%	0%	-11.4%
5%	- 0.1%	5%	0.9%
6%	1.8%	6%	3.4%
7%	4.6%	7%	5.9%
8%	7.4%	8%	8.5%
9%	10.2%	9%	11.1%
10%	13.0%	10%	13.7%

(Taxas de crescimento anuais)

Os resultados da Tabela 2 sugerem que a manutenção de uma taxa de crescimento do produto ao redor de 5% ao ano é compatível com o objetivo de se gerar, em termos reais, saldos no Balanço Comercial da magnitude do obtido em 1984. Já a elevação da taxa de crescimento do produto para algo em torno da média do período do pós-guerra poderia ter conseqüências bastante adversas para o Balanço de Pagamentos caso as exportações não fossem estimuladas e se expandissem à taxa de crescimento do comércio mundial.

Por último, é importante chamar a atenção para a importância das políticas recessivas para a redução das importações. De acordo com as estimativas reportadas na Tabela 2, uma redução de 5% no PIB provoca uma queda de cerca de 25% no volume de importações. Para se obter este mesmo efeito apenas através de mudanças nos preços relativos seria necessário, de acordo com as estimativas da seção anterior, uma desvalorização real de cerca de 40%. Tendo isso em vista, é fácil entender a opção pela recessão ao invés da adoção de uma política cambial mais agressiva para fazer frente aos problemas com o Balanço de Pagamentos.

APENDICE

- Q é a média trimestral do índice de quantum das importações competitivas à indústria de transformação (Conjuntura, col. 30).
- Y é o PIB trimestral exclusive o setor financeiro calculado por Lopes e Modiano (1985).
- p* é a média trimestral do índice do preço em dólar das importações competitivas à indústria de transformação (Conjuntura, col. 44).
- p é a média trimestral do índice de preços por atacado, disponibilidade interna (Conjuntura, col. 4).
- E é a média trimestral da taxa de câmbio Cr\$/US\$.
- RL são as reservas líquidas das autoridades monetárias. Até 1982/3 as reservas líquidas foram obtidas subtraindo-se as obrigações de curto prazo das Autoridades Monetárias (International Financial Statistics - International Monetary Fund, linha 4.e.d) da Liquidez Internacional das Autoridades Monetárias (Boletim do Banco Central). A partir de 1982/4 as reservas líquidas são provenientes de publicação do Banco Central "Brazil Adjustment Program", acrescentando-se a elas as obrigações de Médio e Longo Prazo para com o Fundo Monetário Internacional.
- DIV é a dívida externa de médio e longo prazo (Boletim do Banco Central, diversos números).
- Obs.: a variável de tendência assume o valor 1 em 1975.1.

REFERÊNCIAS

- CORREA DO LAGO, L.A. et alii. A indústria brasileira de Bens de Capital, IBRE-FGV, 1979.
- DIAZ ALEJANDRO, C. Exchange Rate Devaluation in a Semi Industrialized Economics, MIT Press, 1965.
- DIB, M.F.P. Equações para a demanda de importações no Brasil: 1960-79. Revista Brasileira de Economia, 35(4), 1981.
- KHAN, M. Import and Export demand in developing countries. IMF Staff Papers, 21, November, 1974.
- LEMGRUBER, A.C. O balanço de pagamentos do Brasil - uma análise quantitativa. Pesquisa e Planejamento Econômico, 6(2), 1976.
- LOPES, F. & MODIANO, E. "Determinantes Externos e Internos da Atividade Econômica no Brasil". Texto para Discussão nº 90, PUC/RJ, 1985.
- WRISSKOFF, R. Trade, Protection and Import Elasticities for Brazil, Review of Economics and Statistics, 51(1), 1979.