

FUNÇÕES DE EXPORTAÇÃO DO BRASIL: ESTIMATIVAS PARA OS PRINCIPAIS MERCADOS

Afonso Henriques Borges Ferreira¹

1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste estudo é identificar, através de testes econométricos, os principais determinantes das exportações agregadas brasileiras para os mercados americano, japonês e argentino, assim como para alguns mercados europeus (Itália, Reino Unido, Países Baixos, Bélgica e Alemanha), durante o período 1967-1992.

Embora a literatura sobre funções de exportação do Brasil seja, a esta altura, já razoavelmente extensa, as estimativas disponíveis referem-se apenas às exportações totais ou às exportações desagregadas por tipos de bens ou setores de produção (exportações de produtos agrícolas, de produtos minerais, de produtos industrializados *etc.* para o resto do mundo).² Estimativas de funções de exportação obtidas a partir de uma desagregação por mercados compradores não se encontram ainda disponíveis para o caso brasileiro.

Entretanto, conforme demonstrado em estudos empíricos já conduzidos para outros países ou grupos de países, as elasticidades das funções de exportação de um dado país ou região podem variar significativamente conforme o mercado a que se destinam as exportações.

A relevância de estudos como o aqui conduzido parece, assim, ser óbvia. Dado que se referem ao conjunto dos mercados compradores de produtos brasileiros, as estimativas das elasticidades de exportação disponíveis são de pouca valia para efeito de predição ou para o desenho de políticas de exportação que visem mercados específicos, devendo sua utilização para estes fins produzir erros sistemáticos, tanto mais sérios quanto maior a dispersão de valores das elasticidades bilaterais. As estimativas apresentadas

1 Professor do Departamento de Ciências Econômicas e do CEDEPLAR da UFMG.

2 Esta literatura inclui, entre outros, os trabalhos de Cardoso, Dornbusch (1980), Pinto (1980, 1983), Markwald (1981), Braga, Markwald (1983), Rios (1987), Zini (1988), Issler, Gazel (1989), Ferreira (1992) e Portugal (1993).

neste trabalho, além de adicionarem elementos de informação relevantes para um entendimento mais acurado do comportamento das exportações brasileiras, podem, caso venham a motivar a condução de exercícios mais sofisticados nesta mesma direção, se provar de utilidade na formulação de políticas de exportação específicas para cada um dos mercados analisados.

Na seção 2, descreve-se o modelo em que se basearam os exercícios econométricos. A seção 3, relaciona as fontes e traz alguns comentários breves sobre a evolução das séries utilizadas. Na seção 4, por fim, são reportados os principais resultados obtidos.

2 O MODELO

O modelo básico estimado neste trabalho segue a especificação proposta por O'Neill, Ross (1991), em seu estudo das exportações coreanas.

A **demanda** “planejada” de um país qualquer pelas exportações brasileiras (VOLEXd), de acordo com aquele modelo, é especificada em forma log-linear como uma função:

- i) do preço das exportações brasileiras em relação ao preço dos bens substitutos produzidos no país importador (PE_{BR}/P_{IMP});
- ii) do preço das exportações brasileiras em relação aos preços dos produtos exportados por outros fornecedores externos da economia importadora (PE_{BR}/P_{COMP});
- iii) do nível de atividade na economia importadora, medido pelo seu produto interno bruto (GDP_{IMP});
- iv) de um termo de erro (ϵ).

Dessa forma, pode-se escrever:

$$\ln(\text{VOLEXd}) = a_0 + a_1 \ln(PE_{BR}/P_{IMP}) + a_2 \ln(PE_{BR}/P_{COMP}) + a_3 \ln(GDP_{IMP}) + \epsilon \quad (1)$$

Presumindo que os bens comercializados são substitutos imperfeitos, a_1 deve ser negativo, isto é, um aumento no preço dos produtos exportados brasileiros *vis-à-vis* os preços dos bens substitutos produzidos pela economia importadora deve reduzir a demanda pelas exportações brasileiras. O sinal do coeficiente a_2 , por outro lado, é ambíguo. Em geral, espera-se que este coeficiente seja negativo, dado que um aumento no preço dos produtos exportados pelo Brasil, em relação ao preço dos produtos exportados pelos demais fornecedores da economia importadora, deveria deslocar a demanda em favor destes últimos. Entretanto, se a relação entre os produtos brasilei-

ros e os produtos fornecidos por outros países exportadores é de complementaridade, e não de substituição, então, o coeficiente a_2 deve ter sinal positivo. Por fim, o coeficiente a_3 , que corresponde à elasticidade-renda da demanda, deve ter sinal positivo.

Quanto à oferta de exportações “desejada” (VOLEXs), presume-se, seguindo mais uma vez O’Neill, Ross (1991), que seja função:

- i) do preço das exportações relativamente aos preços no mercado doméstico (PE_{BR}/P_{BR});
- ii) do nível de utilização da capacidade na economia doméstica (GAP_{BR});
- iii) de um termo de erro (μ).

A equação de oferta, assim, tem a forma:

$$\ln(\text{VOLEXs}) = b_0 + b_1 \ln(PE_{BR}/P_{BR}) + b_2 \ln(GAP_{BR}) + \mu \quad (2)$$

Obviamente, a disposição de exportar é tanto maior quanto mais lucrativas forem as exportações relativamente às vendas no mercado doméstico, de modo que o coeficiente b_1 deve ter sinal positivo.³ Por outro lado, uma redução do grau de utilização da capacidade na economia doméstica tende a gerar excedentes exportáveis, esperando-se, portanto, um sinal negativo para o coeficiente b_2 .

Em **equilíbrio**, a demanda e a oferta de exportações para qualquer dos mercados atendidos pelo Brasil devem se igualar, isto é, deve-se ter:

$$\ln(\text{VOLEXd}) = \ln(\text{VOLEXs}) = \ln(\text{VOLEX}) \quad (3)$$

Substituindo as equações (1) e (2) na equação (3), obtém-se a seguinte equação em forma reduzida:

$$\ln(\text{VOLEX}) = c_0 + c_1 \ln(P_{BR}/P_{IMP}) + c_2 \ln(P_{BR}/P_{COMP}) + c_3 \ln(GDP_{IMP}) + c_4 \ln(GAP_{BR}) + \tau \quad (4)$$

onde: $c_0 = [a_0 b_1 - b_0 (a_1 + a_2)] / B$; $c_1 = [(a_1 b_1) (1/B)]$; $c_2 = [(a_2 b_1) (1/B)]$;
 $c_3 = [(a_3 b_1) (1/B)]$; $c_4 = [-b_2 (a_1 + a_2) (1/B)]$; $\tau = [b_1 \epsilon - \mu(a_1 + a_2)] / B$
 $B = (b_1 - a_1 - a_2)$.

Impondo-se a hipótese de que o valor absoluto de a_2 é menor que o valor absoluto de a_1 , tem-se que $B > 0$. Neste caso, então, espera-se que os

3 Alternativamente, tomando-se o nível de preços doméstico como uma *proxy* para os custos variáveis domésticos, quanto maior o preço dos produtos exportados em relação aos custos domésticos, maior a oferta de exportações, de forma que, de novo, se pode esperar que b_1 seja positivo.

coeficientes c_1 e c_4 apresentem sinal negativo e que o coeficiente c_3 apresente sinal positivo, enquanto o sinal de c_2 é ambíguo.

Sendo a equação (4) uma equação em forma reduzida, tanto os fatores que influenciam a oferta como os fatores que influenciam a demanda são captados pelos coeficientes c_i .

Os preços relativos (P_{BR}/P_{IMP}) e (P_{BR}/P_{COMP}) permitem ao modelo distinguir os **efeitos diretos** de mudanças na competitividade dos produtos brasileiros no mercado importador dos **efeitos cruzados** de mudanças nos preços brasileiros *vis-à-vis* os preços dos produtos exportados pelos outros fornecedores daquele mercado.

Um aumento em (P_{BR}/P_{IMP}), isto é, nos preços brasileiros em relação aos preços do país importador, tem, *ceteris paribus*, dois efeitos:

- a) reduz a lucratividade das exportações brasileiras;
- b) induz a substituição de produtos brasileiros por produção doméstica do país importador. Assim, tanto a demanda como a oferta das exportações brasileiras se contraem e o volume exportado pelo Brasil deve cair – o **efeito taxa de câmbio “direto”** deve ser negativo.

Por outro lado, o **efeito taxa de câmbio “cruzado”** pode ser positivo ou negativo, dependendo de serem as exportações brasileiras substitutas ou complementares, em relação às exportações dos outros países.

Aumentos do nível de atividade no país importador e reduções do grau de utilização da capacidade produtiva no Brasil tendem a ter efeitos positivos sobre o volume exportado, dado que um aumento na primeira daquelas variáveis aumenta a demanda, enquanto uma redução na segunda aumenta a oferta de exportações do Brasil.

É importante ainda considerar que a demanda e a oferta de exportações podem se ajustar a mudanças nas variáveis exógenas apenas com alguma defasagem, em consequência da existência de contratos de longo prazo, de custos de transação associados a substituição de fornecedores, de restrições de curto prazo da capacidade produtiva *etc.* (O'Neill, Ross, 1991).

A adoção do modelo de ajustamento parcial permite tomar em conta a existência de tais defasagens.⁴ Neste caso, a equação para as exportações em forma reduzida teria a seguinte especificação:

4 O modelo de ajustamento parcial supõe que o valor efetivo de uma variável X qualquer se ajusta a seu valor “desejado” ou “planejado” X^* , segundo:
 $\ln X_t - \ln X_{t-1} = \Phi (\ln X_t^* - \ln X_{t-1})$, onde Φ é o coeficiente de ajustamento, com valor $0 < \Phi < 1$.

$$\ln(\text{VOLEX})_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{P}_{\text{BR}}/\text{P}_{\text{IMP}})_t + \alpha_2 \ln(\text{P}_{\text{BR}}/\text{P}_{\text{COMP}})_t + \alpha_3 \ln(\text{GDP}_{\text{IMP}})_t + \alpha_4 \ln(\text{GAP}_{\text{BR}})_t + \alpha_5 \ln(\text{VOLEX})_{t-1} + \beta_t \quad (5)$$

onde: $\alpha_0 = (\Gamma a_0)(\sigma b_1)/D$; $\alpha_1 = (\Gamma a_1)(\sigma b_1)/D$; $\alpha_2 = (\Gamma a_2)(\sigma b_1)/D$;
 $\alpha_3 = (\Gamma a_3)(\sigma b_1)/D$; $\alpha_4 = -(\sigma b_2)(\Gamma a_1 + \Gamma a_2)/D$;
 $\alpha_5 = \sigma b_1 [(1 - \Gamma) - (1 - \sigma)]/[D + (1 - \sigma)]$; $D = \sigma b_1 - \Gamma a_1 - \Gamma a_2$;
 Γ = coeficiente de ajustamento parcial da demanda;
 σ = coeficiente de ajustamento parcial da oferta;
 β = termo de erro.

Os sinais dos coeficientes α_i são idênticos aos dos coeficientes c_i correspondentes, na equação (4), isto é, α_1 e α_4 são negativos e α_3 deve ter sinal positivo, enquanto o sinal de α_2 é ambíguo.

Na estimação da especificação em (5), foram acrescentadas ainda à equação de regressão, quando necessário, variáveis *dummy*, para controlar a presença de *outliers*.

3 OS DADOS

O Quadro 1 descreve os dados utilizados na estimação da equação (5), para os países selecionados, e relaciona as fontes em que tais informações foram colhidas.

A Tabela 1 mostra a participação relativa dos oito mercados examinados no valor das exportações brasileiras (a preços correntes), indicando que aquela participação se reduziu, entre o início e o final do período de estimação (1967-1992), passando de 70,1 para 57,9% do total das vendas externas do país. A maior parte desta queda se explica pela diminuição da parcela americana, de um terço para um quinto das exportações nacionais. Dentre os oito países considerados, apenas a Argentina, o Japão e a Bélgica ampliaram sua importância relativa como mercados para os produtos de exportação brasileiros, durante o período sob exame.

A taxa de crescimento real das exportações totais do Brasil, conforme mostra a Tabela 2, foi da ordem de 8,0% ao ano, entre 1967 e 1992. No grupo de países selecionados, aqueles que expandiram a taxas mais elevadas suas compras do Brasil foram o Japão (9,9% a.a.), a Bélgica (9,4% a.a.) e os Países Baixos (8,0% a.a.). A taxa de crescimento mais baixa foi encontrada para a Argentina (3,1%), cabendo, entretanto, ressaltar que a estimativa apresentada refere-se ao período 1967-1990, não cobrindo, portanto, o período de rápida expansão do comércio bilateral, inaugurado com a assinatura dos acordos do MERCOSUL.

Quadro 1
DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS
E FONTES DOS DADOS UTILIZADOS

Variável	Definição	Fontes
VOLEX	EXP/PE _{BR}	
EXP	Valor FOB das exportações brasileiras	EHB, AEB
PE _{BR}	Índice de preço das exportações brasileiras	CE, BCB
P _{BR}	Índice de preços por atacado – Brasil	CE
P _{IMP}	EXRATE x WP _{IMP}	
EXRATE	Taxa de câmbio nominal (cruzeiros por unidade da moeda do país importador)	CE, IFS
WP _{IMP}	Índice de preços por atacado – país importador*	IFS
P _{COMP}	EXRATE x IMPP _{IMP}	
IMPP _{IMP}	Índice de preços de importação – país importador	IFS, WT
GDP _{IMP}	Produto Interno Bruto – país importador	IFS
GAP _{BR}	Resíduos da regressão de ln(GDP _{BR}) contra uma constante, T e T ²	
GDP _{BR}	Produto Interno Bruto – Brasil	CE
T	Tempo (1967 = 0, ..., 1992 = 25)	

Fontes: AEB: Anuário Estatístico do Brasil (FIBGE, vários números).

BCB: Boletim do Banco Central do Brasil (Banco Central do Brasil, vários números).

CE: Conjuntura Econômica (FGV, vários números).

EHB: Estatísticas Históricas do Brasil (FIBGE, 1990).

IFS: International Financial Statistics (FMI, vários números).

WT: World Tables (World Bank, vários números).

* No caso do Reino Unido, o índice de preços ao consumidor, tendo todas as variáveis preço sido, conseqüentemente, redefinidas.

Tabela 1

PARTICIPAÇÃO RELATIVA DOS PAÍSES SELECIONADOS
NO VALOR TOTAL DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS

(em %)

Países	Anos		
	1967	1980	1992
Estados Unidos	33,2	17,4	19,6
Japão	3,4	6,1	6,4
Itália	6,6	4,9	4,4
Reino Unido	3,8	2,7	3,6
Bélgica	2,3	1,8	3,3
Países Baixos	6,8	5,7	6,5
Alemanha	8,1	6,6	5,7
Argentina	5,9	5,4	8,4
<i>Total</i>	<i>70,1</i>	<i>50,6</i>	<i>57,9</i>

Fonte: FIBGE (1990); FIBGE (vários números).

Tabela 2

TAXAS DE CRESCIMENTO ANUAL
DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS
PARA OS PAÍSES SELECIONADOS* – 1967-1992**

(% a.a.)

Países	Taxas de crescimento
Estados Unidos	7,6
Japão	9,9
Itália	6,2
Reino Unido	6,1
Bélgica	9,4
Países Baixos	8,0
Alemanha	5,2
Argentina	3,1
Total	8,0

* Coeficiente angular da regressão de $\ln(\text{VOLEX})$ contra uma constante e T.

** No caso da Argentina, 1967-1990.

De modo geral, as exportações brasileiras para este grupo de países se expandiram, em termos reais, de forma contínua, no período sob análise, atravessando apenas duas fases de contração: a primeira, nos anos compreendidos entre o primeiro e o segundo choque do petróleo (1974-1979); e a segunda, no contexto do Plano Cruzado, em 1986.

Exceções a este padrão foram, entretanto, constituídas pelos mercados americano e argentino. Enquanto no caso dos Estados Unidos, as exportações brasileiras estagnaram a partir de 1984, o volume exportado para a Argentina apresenta fortes oscilações, ao longo do período considerado, com um pico nos anos 1975-1978, que só voltaria a ser alcançado novamente em 1992, já no novo contexto criado pelos antes referidos acordos do MERCOSUL.

No que diz respeito à evolução das taxas de câmbio reais (P_{BR}/P_{IMP}), tem-se que, em relação ao dólar americano, a moeda brasileira apresenta relativa estabilidade entre 1968 e 1978, iniciando, então, com o segundo choque do petróleo e a crise da dívida, um movimento de desvalorização que, com oscilações, se prolongou até 1985. A partir de 1986, se estabelece uma tendência à revalorização da moeda doméstica, tendo, em 1988, a paridade real, *vis-à-vis* a moeda americana, retornado ao mesmo nível verificado dez anos antes. Este processo de valorização atingiu seu ápice em 1990 e esteve longe de ser revertido nos dois anos seguintes, dele resultando uma apreciação acumulada da moeda doméstica em relação ao dólar da ordem de 50%, entre 1985 e 1992.⁵

Quanto à paridade real com o yen e com as moedas dos cinco países europeus considerados neste estudo, a tendência à desvalorização se inicia mais cedo, no final da década de 60, e se mantém até 1980. A partir daí, alternam-se períodos de valorização e desvalorização, com as paridades reais apresentando oscilações relativamente acentuadas.

Tendo seu valor, durante a maior parte do período examinado, atrelado ao dólar americano, a moeda doméstica tendeu quase sempre a acompanhar, de forma aproximada, os movimentos reais do dólar em relação às moedas européias e do Japão. Como conseqüência, constatam-se significativas diferenças na evolução da paridade da moeda brasileira em relação ao dólar, de um lado, e às demais moedas, de outro, fato evidenciado na Tabela 3. Enquanto o coeficiente de correlação simples entre a paridade real com o yen e a paridade real média com as cinco moedas européias consideradas foi de 0,926, para o período 1967-1992, os coeficientes de correlação entre aquelas duas paridades e a paridade com o dólar foi apenas de, respectivamente, 0,452 e 0,473.

5 A valorização estimada é obviamente menor, de apenas 34% neste caso, se a taxa de câmbio real é definida como (P_{IMP}/P_{BR}) , em lugar de (P_{BR}/P_{IMP}) .

Tabela 3

COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO SIMPLES
 ENTRE AS PARIDADES REAIS DA MOEDA BRASILEIRA
 E AS MOEDAS DOS PAÍSES SELECIONADOS – 1967-1992

Países	Estados Unidos	Japão	Europa	Argentina
Estados Unidos	1.000	0.452	0.473	0.644
Japão		1.000	0.926	0.334
Europa			1.000	0.504
Argentina				1.000

Em particular, a forte valorização em relação à moeda americana, ocorrida a partir de 1986, não se verifica relativamente às moedas dos outros países sob análise, com a paridade real com o yen e as moedas européias, inclusive em 1992, aproximadamente no mesmo nível de 1985.

A Figura 1, que traz as médias móveis trienais para as três paridades discutidas acima, permite visualizar com maior clareza as tendências descritas.

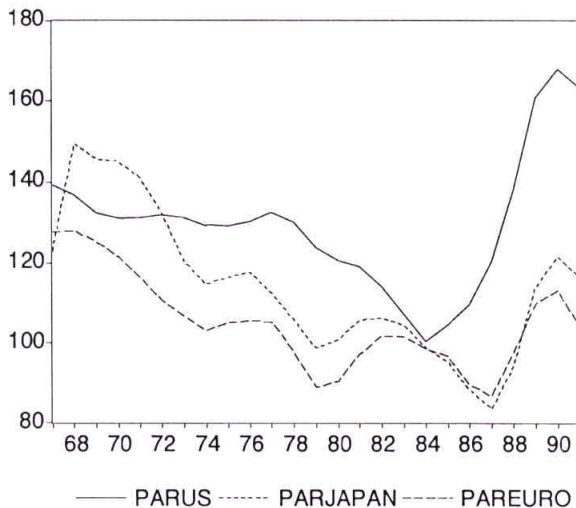


Figura 1: PARIDADE REAL ENTRE A MOEDA BRASILEIRA
 E O DÓLAR, O YEN E CINCO MOEDAS EUROPEIAS
 MÉDIAS MÓVEIS TRIENAIS – 1967-1991

Por último, no que diz respeito à paridade com a moeda argentina, a tendência geral, no período 1967-1980, é de desvalorização real da moeda brasileira, embora, no intervalo compreendido entre os dois choques de petróleo (1974-1978), o valor desta última tenha tendido a apresentar alguma recuperação. A partir de 1980 e até 1989, por outro lado, a tendência à valorização é clara, só sendo revertida com a introdução do Plano Cavallo, em 1990 (Figura 2).

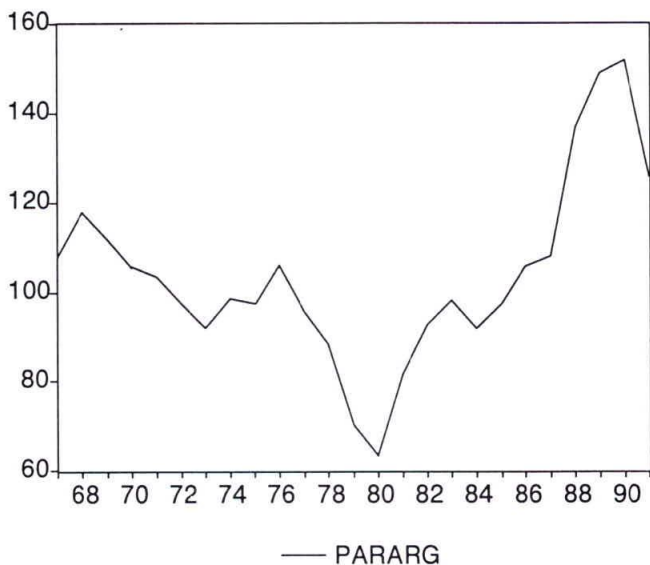


Figura 2: PARIDADE REAL
ENTRE AS MOEDAS BRASILEIRA E ARGENTINA
MÉDIAS MÓVEIS TRIENAIS - 1967-1991

Pode ser interessante notar (até para posterior confronto com os resultados da análise de regressão) que os coeficientes de correlação linear entre o logaritmo da taxa de câmbio real (P_{BR}/P_{IMP}) e o logaritmo dos volumes exportados (VOLEX) só apresentam o esperado sinal negativo e são estatisticamente significativos (de acordo com um teste F) no caso de quatro dentre os oito países estudados: Reino Unido (-0,762), Japão (-0,711), Alemanha (-0,528) e Itália (-0,427). Nos outros quatro casos, aqueles coeficientes são estatisticamente não-significativos [Estados Unidos (-0,059), Países Baixos (-0,252) e Argentina (-0,003)] ou apresentam sinal diferente do esperado [Bélgica (0,697)].

A Figura 3 mostra as estimativas obtidas para o *gap* do produto. De acordo com aquelas estimativas, o valor efetivo do PIB brasileiro teria estado abaixo do seu valor potencial entre 1967 e 1970. A partir daí, a capacidade ociosa existente na economia é rapidamente absorvida e, até 1980, o produto interno se mantém numa trajetória de acelerada expansão, com margens de ociosidade bastante reduzidas ou inexistentes. Segue-se, a recessão do período 1981-1983, especialmente grave neste último ano. O período 1984-1986 é de recuperação, enquanto a evolução *gap* do produto nos anos de 1987 a 1992 reflete claramente os efeitos da política econômica de *stop-and-go*, então adotada.

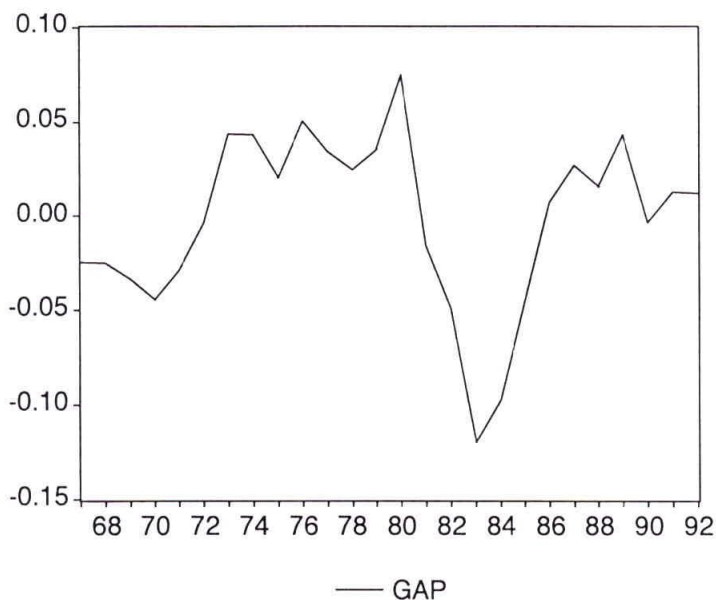


Figura 3: PRODUTO INTERNO BRUTO NO BRASIL
DESVIOS EM RELAÇÃO AO PRODUTO POTENCIAL – 1967-1992

Por fim, a Tabela 4 apresenta as taxas de crescimento do PIB dos principais países importadores de mercadorias brasileiras, no período 1967-1992. Estas taxas de crescimento se situam no intervalo de 1,14% a.a. (Argentina) e 4,39% a.a. (Japão), com nada menos do que 4 países (nesta amostra de 8 países) apresentando taxas de crescimento próximas de 2,5% a.a.

Tabela 4

TAXAS DE CRESCIMENTO ANUAL
DO PRODUTO INTERNO BRUTO
DOS PAÍSES SELECIONADOS* – 1967-1992

(% a.a.)

Países	Taxas de crescimento
Estados Unidos	2,50
Japão	4,39
Itália	3,08
Reino Unido	1,98
Bélgica	2,51
Países Baixos	2,52
Alemanha	2,43
Argentina	1,14

* Coeficiente angular da regressão de $\ln(\text{GDP}_{\text{IMP}})$ contra uma constante e T.

Vale registrar que o Coeficiente de Correlação de Spearman para os dados das Tabelas 2 e 4 têm o valor de 0,809, o que sugere que os países que tenderam a apresentar taxas de crescimento do PIB mais elevadas foram também os que expandiram mais rapidamente suas compras de produtos brasileiros, no período analisado.

4 RESULTADOS

A estimação da equação (5) para os diferentes mercados de exportação do Brasil proporcionou os seguintes resultados, reportados na Tabela 5⁶:

6 As estimativas apresentadas foram obtidas com o uso do software MicroTSP 7.0.

- i) As regressões estimadas apresentaram um desempenho satisfatório sob diferentes testes de diagnóstico:
 - a) em nenhuma daquelas regressões, a nula de ausência de autocorrelação dos resíduos foi rejeitada (ao nível de 5%) pelo Teste LM de Breusch-Godfrey⁷, resultado, de resto, ratificado pelas Estatísticas de Box-Pierce e Ljung-Box;
 - b) o Teste de Especificação de Ramsey (estatística RESET⁸) também não rejeitou (ao nível de significância de 5%) a hipótese nula de ausência de erro de especificação, tendo-se apenas para as equações referentes aos Países Baixos e ao Reino Unido encontrado um valor para RESET estatisticamente significativo a menos de 10%;
 - c) por último, a hipótese de normalidade dos resíduos não foi rejeitada pelo Teste de Jarque-Bera, nas várias equações estimadas;
- ii) em todas as regressões estimadas, o valor do coeficiente de determinação R^2 , ajustado pelos graus de liberdade, superou 90%, exceto no caso da equação relativa às exportações para a Argentina, em que atingiu o valor de 84%;
- iii) praticamente todos os coeficientes estatisticamente significativos ao nível de 10%, em um teste t unicaudal (identificados na Tabela 5 por um asterico), apresentaram o sinal predito pela teoria. A única exceção verificou-se na equação para as exportações destinadas à Bélgica, na qual o efeito taxa de câmbio “direto” (coeficiente a_1), ao contrário do esperado, apareceu como positivo e significativamente diferente de zero;⁹

7 O Procedimento de Breusch-Godfrey foi utilizado para testar a presença tanto de autocorrelação de primeira ordem, como de autocorrelação de ordens superiores. Para poupar espaço, entretanto, apenas os valores de LM(1), isto é, dos testes para autocorrelação de primeira ordem, foram reportados.

8 Foram reportados, nas Tabelas 5 a 8, os valores da estatística RESET(p) para os casos de $p=1$ e $p=2$, onde p é a potência mais elevada do valor predito para a variável dependente incluída na equação do teste RESET.

9 Note-se que as estatísticas t reportadas na Tabela 5 e nas tabelas seguintes foram calculadas a partir de estimativas dos erros-padrão consistentes com heterocedasticidade, de acordo com o procedimento devido a White e disponível em MicroTSP 7.0.

- iv) o efeito taxa de câmbio “direto” (coeficiente α_1) apresentou o esperado sinal negativo em apenas quatro, dentre as oito equações estimadas. Somente no caso dos Estados Unidos aquele coeficiente se mostrou negativo e estatisticamente significativo (-0,89);
- v) o efeito taxa de câmbio “cruzado” (coeficiente α_2) é positivo em cinco dos casos estudados. Só se mostrou estatisticamente significativo, entretanto, em quatro equações: nas equações estimadas para o Japão (-0,23) e a Bélgica (-1,07), em que apresentou sinal negativo, e nas equações para os Estados Unidos (0,45) e a Itália (0,44), na qual aparece com sinal positivo;
- vi) a elasticidade-renda das exportações (coeficiente α_3) é positiva e estatisticamente significativa em todos os casos, com valor variando de um mínimo de 1,21, no caso das exportações para a Bélgica, a um máximo de 2,99, no caso das exportações para o mercado argentino;
- vii) o efeito “utilização da capacidade” (coeficiente α_4) é negativo, conforme esperado, também em todos os oito casos analisados, mas estatisticamente significativo em apenas cinco deles [Estados Unidos (-2,19), Japão (-0,69), Itália (-1,54), Bélgica (-1,03) e Argentina (-1,50)]. As exportações para os Estados Unidos aparecem, assim, como as mais fortemente afetadas pelas variações no grau de utilização da capacidade na economia brasileira;
- viii) tomando-se apenas os coeficientes de regressão estatisticamente significativos, verifica-se que, de modo geral, o valor das elasticidades-renda (α_3 e α_4) tende a ser maior do que o valor das elasticidades-preço (α_1 e α_2);
- ix) em quatro dos oito casos examinados (Estados Unidos, Países Baixos, Reino Unido e Bélgica), o coeficiente da variável dependente defasada mostrou-se significativamente diferente de zero, sugerindo que o ajustamento do volume de exportações aos níveis desejados requer mais de um ano para que seja completado;
- x) dada a possibilidade de que o grande número de elasticidades-preço (coeficientes α_1 e α_2) não significativas estatisticamente se devesse à presença de colinearidade entre as variáveis P_{BR}/P_{IMP} e P_{BR}/P_{COMP} , a equação (1) foi reespecificada;

cada, fazendo-se $a_2 = 0$, isto é, presumindo-se que as exportações brasileiras competem, nos vários mercados a que se dirigem, apenas com a produção doméstica do país importador, sem enfrentar a competição de outros fornecedores estrangeiros. As únicas mudanças dignas de nota em relação aos resultados obtidos anteriormente (Tabela 5) foram:

- a) o coeficiente para o efeito taxa de câmbio “direto”, na equação para as exportações destinadas ao Japão, se tornou negativo e estatisticamente significativo;
 - b) ainda no que diz respeito a esta mesma equação, o modelo de ajustamento parcial não é rejeitado, com o coeficiente da variável dependente defasada agora tornando-se estatisticamente significativo ao nível de 2%;
 - c) a hipótese nula de ausência de erro de especificação passa a ser rejeitada (marginalmente, ao nível de 5%), no caso da equação de exportações para os Estados Unidos (Tabela 6);
- xi) adotando-se a hipótese $a_1 = 0$, na equação (1), isto é, supondo-se que as exportações brasileiras competem, nos mercados a que se destinam, apenas com as exportações de outros países, e não com a produção doméstica do país importador, observam-se as seguintes mudanças em relação aos resultados obtidos anteriormente (Tabela 5):
- a) os coeficientes para o efeito taxa de câmbio “cruzado”, nas funções de exportação para os Estados Unidos e a Bélgica, se tornaram não-significativos;
 - b) os coeficientes relacionados ao efeito utilização da capacidade tornaram-se estatisticamente significativos, também no caso das equações relativas às exportações para os Países Baixos e o Reino Unido (Tabela 7);
- xii) as equações de exportações para os mercados japonês, alemão, italiano e argentino, casos em que a adoção de um modelo de ajustamento parcial não se revelou apropriada, foram reestimadas, excluindo-se a variável dependente defasada do lado direito, sem que modificações relevantes tenham se verificado, relativamente aos resultados reportados na Tabela 5 (Tabela 8);
- xiii) As estimativas obtidas para as versões modificadas da equação (5), comentadas em x), xi) e xii), sugerem, assim,

novamente, que as variáveis-preço têm pouca influência sobre os volumes exportados para a maioria dos países aqui sendo considerados. Para as variáveis relativas aos níveis de atividade no Brasil e nos países importadores, por outro lado, também nestas novas estimativas, se observa o alto poder explicativo detectado na versão completa da equação, examinada acima;

- xiv) os resultados mostrados nas Tabelas 5, 6, 7 e 8 confirmam, de modo geral, a hipótese básica deste trabalho de que as elasticidades de exportação do Brasil tendem a diferir de forma significativa entre os diferentes mercados compradores, justificando, portanto, a condução do presente exercício.

Tabela 5

**ESTIMATIVAS DAS EQUAÇÕES DE EXPORTAÇÃO DO BRASIL
DESAGREGADAS POR MERCADOS (EQUAÇÃO 5) – 1967-1992**

	Estados Unidos	Japão	Alemanha	Países Baixos	Itália	Reino Unido	Bélgica	Argentina [#]
<i>Equação*</i>								
Constante	-15.08* (-2.70)	-4.74* (-4.11)	-4.92* (-3.64)	-6.33* (-1.70)	-6.30* (-2.32)	-4.44 (-1.12)	-5.84* (-1.88)	-10.17* (-3.06)
P _{BR} /P _{IMP}	-0.89* (-1.88)	0.15 (0.83)	0.03 (0.12)	-0.02 (-0.02)	-0.19 (-0.49)	-0.19 (-0.52)	1.54* (2.54)	0.02 (0.09)
P _{BR} /P _{COMP}	0.45* (1.40)	-0.23* (-2.13)	-0.02 (-0.09)	0.18 (0.44)	0.44* (2.24)	0.23 (0.87)	-1.07* (-1.79)	0.13 (0.33)
GDP _{IMP}	2.65* (4.48)	2.00* (6.13)	1.85* (3.89)	1.76* (2.34)	1.95* (3.96)	1.47* (1.96)	1.21* (2.41)	2.99* (4.93)
GAP _{BR}	-2.19* (-3.28)	-0.69* (-1.60)	-0.16 (-0.57)	-0.37 (-0.62)	-1.54* (-2.43)	-0.63 (-0.78)	-1.03* (-1.83)	-1.50* (-1.50)
VOLEX (-1)	0.26* (2.03)	0.13 (0.95)	0.19 (0.87)	0.44* (1.97)	0.13 (0.62)	0.47* (2.73)	0.58* (3.35)	0.06 (0.43)
<i>Estatísticas de diagnóstico**</i>								
nº observações	26	26	26	26	26	26	26	24
R ² ajustado	0.968	0.986	0.963	0.924	0.924	0.919	0.958	0.842
Estatística F	109.5 (0.000)	304.6 (0.000)	94.49 (0.000)	61.94 (0.000)	61.58 (0.000)	48.24 (0.000)	82.80 (0.000)	21.45 (0.000)
LM (1)	0.052 (0.821)	0.166 (0.688)	1.016 (0.327)	0.559 (0.464)	0.987 (0.333)	0.298 (0.592)	2.216 (0.155)	3.123 (0.096)
Box-Pierce	4.26 (0.978)	7.11 (0.896)	5.64 (0.958)	9.10 (0.695)	10.10 (0.607)	4.64 (0.982)	9.22 (0.756)	6.69 (0.878)
Ljung-Box	5.91 (0.920)	10.65 (0.640)	8.67 (0.798)	12.86 (0.380)	15.29 (0.226)	7.12 (0.896)	12.68 (0.473)	9.31 (0.676)
RESET (1)	1.909 (0.184)	0.012 (0.915)	0.821 (0.377)	0.035 (0.854)	0.917 (0.350)	3.070 (0.096)	1.682 (0.211)	0.068 (0.798)
RESET (2)	2.049 (0.158)	0.006 (0.994)	2.179 (0.142)	2.730 (0.089)	1.813 (0.458)	1.606 (0.227)	1.691 (0.212)	0.910 (0.421)
Jarque-Bera	1.713 (0.424)	0.875 (0.646)	0.660 (0.719)	1.727 (0.422)	0.622 (0.732)	0.661 (0.719)	1.455 (0.483)	0.840 (0.657)

* Coeficiente estatisticamente significativo a 10% ou menos (teste t em uma cauda).

+ Entre parênteses, abaixo dos coeficientes de regressão, estatísticas t, estimadas a partir de erros-padrão consistentes com heterocedasticidade, de acordo com procedimento de White.

+ + Entre parênteses, abaixo das estatísticas de teste, a probabilidade de se obter o valor da estatística respectiva sob a hipótese nula.

A equação de exportação para a Argentina refere-se ao período 1967-1990.

As seguintes variáveis *dummy* foram acrescentadas às equações:

Estados Unidos: D₁ = 1 em 1974, 0 nos demais anos; D₂ = 1 em 1977, 0 nos demais anos.

Japão: D = 1 em 1973-1974-1975, 0 nos demais anos.

Alemanha: D₁ = 1 em 1975-1976, 0 nos demais anos; D₂ = 1 em 1986, 0 nos demais anos.

Reino Unido: D = 1 em 1967, 0 nos demais anos.

Bélgica: D₁ = 1 em 1969, 0 nos demais anos; D₂ = 1 em 1973, 0 nos demais anos.

Argentina: D = 1 em 1975-1976-1977-1978, 0 nos demais anos.

Tabela 6

**ESTIMATIVAS DAS EQUAÇÕES DE EXPORTAÇÃO
DO BRASIL DESAGREGADAS POR MERCADOS
(VERSÃO MODIFICADA DA EQUAÇÃO 5) – 1967-1992**

	Estados Unidos	Japão	Alemanha	Países Baixos	Itália	Reino Unido	Bélgica	Argentina [#]
<i>Equação*</i>								
Constante	-7.76* (-5.33)	-3.48* (-3.24)	-4.88* (-4.04)	-6.76* (-2.14)	-4.90* (-1.76)	-5.35* (-1.58)	-6.86* (-2.57)	-9.21* (-4.72)
P _{BR} /P _{IMP}	-0.25* (-1.66)	-0.17* (-1.35)	0.01 (0.10)	0.22 (0.85)	0.27 (0.74)	0.03 (0.14)	0.54* (1.56)	0.07 (0.41)
GDP _{IMP}	2.04* (6.10)	1.68* (6.06)	1.84* (4.24)	1.83* (2.69)	1.46* (3.06)	1.72* (3.00)	1.33* (2.96)	2.86* (6.07)
GAP _{BR}	-2.36* (-3.53)	-0.95* (-2.02)	-0.18 (-0.65)	-0.19 (-0.32)	-0.93* (-1.71)	-0.82 (-1.20)	-1.14* (-1.81)	-1.43* (-1.45)
VOLEX (-1)	0.36* (3.71)	0.25* (2.20)	0.19 (0.97)	0.40* (2.11)	0.32 (1.59)	0.42* (3.16)	0.62* (3.71)	0.07 (0.55)
<i>Estatísticas de diagnóstico**</i>								
nº observações	26	26	26	26	26	26	26	24
R ² ajustado	0.966	0.985	0.965	0.927	0.914	0.919	0.954	0.851
Estatística F	121.4 (0.000)	327.4 (0.000)	116.3 (0.000)	80.35 (0.000)	67.11 (0.000)	58.26 (0.000)	89.08 (0.000)	27.19 (0.000)
LM (1)	0.080 (0.780)	0.283 (0.601)	1.051 (0.319)	0.824 (0.375)	0.378 (0.546)	0.010 (0.923)	1.923 (0.182)	3.067 (0.098)
Box-Pierce	3.30 (0.993)	6.79 (0.871)	5.83 (0.924)	7.58 (0.817)	8.16 (0.773)	5.04 (0.957)	8.68 (0.730)	6.64 (0.880)
Ljung-Box	4.42 (0.975)	9.48 (0.661)	8.94 (0.708)	10.48 (0.573)	12.39 (0.415)	7.58 (0.817)	11.15 (0.516)	9.30 (0.677)
RESET (1)	4.345 (0.051)	0.558 (0.464)	0.789 (0.385)	0.029 (0.866)	0.491 (0.491)	0.648 (0.430)	0.080 (0.781)	0.069 (0.795)
RESET (2)	3.004 (0.073)	0.735 (0.492)	1.567 (0.234)	1.059 (0.365)	0.283 (0.756)	1.270 (0.302)	1.276 (0.302)	0.869 (0.436)
Jarque-Bera	1.004 (0.605)	0.365 (0.833)	0.653 (0.721)	2.164 (0.339)	0.599 (0.741)	0.779 (0.677)	0.976 (0.614)	0.850 (0.654)

* Coeficiente estatisticamente significativo a 10% ou menos (teste t em uma cauda).

+ Entre parenteses, abaixo dos coeficientes de regressão, estatísticas t, estimadas a partir de erros-padrão consistentes com heterocedasticidade, de acordo com procedimento de White.

+ + Entre parenteses, abaixo das estatísticas de teste, a probabilidade de se obter o valor da estatística respectiva sob a hipótese nula.

a equação de exportação para a Argentina refere-se ao período 1967-1990.

As seguintes variáveis *dummy* foram acrescentadas às equações:

Estados Unidos: D₁ = 1 em 1974, 0 nos demais anos; D₂ = 1 em 1977, 0 nos demais anos.

Japão: D = 1 em 1973-1974-1975, 0 nos demais anos.

Alemanha: D₁ = 1 em 1975-1976, 0 nos demais anos; D₂ = 1 em 1986, 0 nos demais anos.

Reino Unido: D = 1 em 1967, 0 nos demais anos.

Bélgica: D₁ = 1 em 1969, 0 nos demais anos; D₂ = 1 em 1973, 0 nos demais anos.

Argentina: D = 1 em 1975-1976-1977-1978, 0 nos demais anos.

Tabela 7

ESTIMATIVAS DAS EQUAÇÕES DE EXPORTAÇÃO DO BRASIL DESAGREGADAS POR MERCADOS (VERSÃO MODIFICADA DA EQUAÇÃO 5) – 1967-1992

	Estados Unidos	Japão	Alemanha	Países Baixos	Itália	Reino Unido	Bélgica	Argentina [#]
<i>Equação⁺</i>								
Constante	-5.63* (-3.29)	-4.03* (-4.99)	-4.84* (-4.21)	-6.39* (-2.69)	-6.88* (-3.38)	-5.66* (-2.62)	-5.17* (-1.65)	-10.41* (-3.16)
P _{BR} /P _{COMP}	-0.10 (-0.82)	-0.17* (-2.23)	0.01 (0.05)	0.17 (1.13)	0.37* (2.12)	0.11 (0.55)	0.24 (0.60)	0.18 (0.51)
GDP _{IMP}	1.91* (5.20)	1.89* (6.26)	1.84* (4.03)	1.76* (2.96)	1.95* (4.01)	1.68* (4.10)	1.15* (2.32)	3.03* (5.79)
GAP _{BR}	-2.55* (-3.64)	-0.78* (-1.90)	-0.19 (-0.66)	-0.36 (-0.56)	-1.38* (-2.44)	-0.83* (-1.57)	-1.29* (-1.99)	-1.52* (-1.40)
VOLEX (-1)	0.38* (3.95)	0.16 (1.24)	0.19 (0.91)	0.43* (2.58)	0.133 (0.663)	0.45* (3.10)	0.73* (4.59)	0.05 (0.46)
<i>Estatísticas de diagnóstico⁺⁺</i>								
nº observações	26	26	26	26	26	26	26	24
R ² ajustado	0.964	0.987	0.965	0.928	0.926	0.921	0.950	0.851
Estatística F	113.3 (0.000)	376.0 (0.000)	116.0 (0.000)	81.30 (0.000)	79.82 (0.000)	59.68 (0.000)	80.04 (0.000)	27.25 (0.000)
LM (1)	0.020 (0.888)	0.208 (0.653)	1.078 (0.313)	0.570 (0.459)	0.550 (0.467)	0.051 (0.823)	2.758 (0.114)	3.410 (0.082)
Box-Pierce	3.20 (0.994)	8.04 (0.841)	6.01 (0.915)	9.00 (0.703)	9.45 (0.664)	4.28 (0.988)	9.45 (0.738)	6.66 (0.879)
Ljung-Box	4.29 (0.978)	11.77 (0.547)	9.20 (0.686)	12.70 (0.391)	14.31 (0.281)	6.39 (0.931)	12.59 (0.480)	9.25 (0.681)
RESET (1)	3.533 (0.076)	0.007 (0.933)	0.855 (0.367)	0.035 (0.854)	0.678 (0.419)	2.260 (0.148)	0.884 (0.359)	0.074 (0.789)
RESET (2)	2.627 (0.098)	0.010 (0.990)	1.483 (0.252)	2.839 (0.081)	0.536 (0.593)	1.130 (0.343)	1.704 (0.209)	0.955 (0.403)
Jarque-Bera	0.882 (0.643)	0.782 (0.676)	0.641 (0.726)	1.742 (0.418)	0.495 (0.781)	0.579 (0.749)	0.619 (0.734)	0.876 (0.645)

* Coeficiente estatisticamente significativo a 10% ou menos (teste t em uma cauda).

+ Entre parênteses, abaixo dos coeficientes de regressão, estatísticas t, estimadas a partir de erros-padrão consistentes com heterocedasticidade, de acordo com procedimento de White.

++ Entre parênteses, abaixo das estatísticas de teste, a probabilidade de se obter o valor da estatística respectiva sob a hipótese nula.

a equação de exportação para a Argentina refere-se ao período 1967-1990.

As seguintes variáveis *dummy* foram acrescentadas às equações:

Estados Unidos: D₁ = 1 em 1974, 0 nos demais anos; D₂ = 1 em 1977, 0 nos demais anos.

Japão: D = 1 em 1973-1974-1975, 0 nos demais anos.

Alemanha: D₁ = 1 em 1975-1976, 0 nos demais anos; D₂ = 1 em 1986, 0 nos demais anos.

Reino Unido: D = 1 em 1967, 0 nos demais anos.

Bélgica: D₁ = 1 em 1969, 0 nos demais anos; D₂ = 1 em 1973, 0 nos demais anos.

Argentina: D = 1 em 1975-1976-1977-1978, 0 nos demais anos.

Tabela 8

**ESTIMATIVAS DAS EQUAÇÕES DE EXPORTAÇÃO
DO BRASIL DESAGREGADAS POR MERCADOS
(VERSÃO MODIFICADA DA EQUAÇÃO 5) – 1967-1992**

	Japão	Alemanha	Itália	Argentina [#]
<i>Equação⁺</i>				
Constante	-5.69* (-6.63)	-5.80* (-6.54)	-7.27* (-3.79)	-11.62* (-3.21)
P _{BR} /P _{IMP}	0.23 (1.23)	0.09 (0.31)	-0.20 (-0.54)	-0.03 (-0.15)
P _{BR} /P _{COMP}	-0.30* (-3.05)	-0.11 (-0.55)	0.50* (2.75)	0.27 (0.64)
GDP _{IMP}	2.31* (29.55)	2.26* (22.06)	2.23* (15.37)	3.28* (6.74)
GAP _{BR}	-0.68* (-1.51)	-0.18 (-0.72)	-1.75 (-3.03)	-1.60 (-1.45)
<i>Estatísticas de diagnóstico⁺⁺</i>				
n ^o observações	26	26	26	24
R ² ajustado	0.986	0.963	0.926	0.849
Estatística F	365.8 (0.000)	109.6 (0.000)	79.4 (0.000)	26.91 (0.000)
LM (1)	0.027 (0.871)	0.110 (0.744)	0.001 (0.980)	2.547 (0.129)
Box-Pierce	8.41 (0.752)	5.43 (0.942)	9.63 (0.648)	7.78 (0.802)
Ljung-Box	11.08 (0.522)	8.36 (0.757)	14.44 (0.273)	10.65 (0.559)
RESET (1)	0.130 (0.722)	1.737 (0.203)	0.726 (0.404)	0.005 (0.944)
RESET (2)	0.069 (0.933)	2.537 (0.105)	0.597 (0.559)	0.787 (0.470)
Jarque-Bera	0.685 (0.710)	0.776 (0.678)	0.541 (0.763)	1.028 (0.598)

* Coeficiente estatisticamente significativo a 10% ou menos (teste t em uma cauda).

+ Entre parênteses, abaixo dos coeficientes de regressão, estatísticas t, estimadas a partir de erros-padrão consistentes com heterocedasticidade, de acordo com procedimento de White.

++ Entre parênteses, abaixo das estatísticas de teste, a probabilidade de se obter o valor da estatística respectiva sob a hipótese nula.

a equação de exportação para a Argentina refere-se ao período 1967-1990.

As seguintes variáveis *dummy* foram acrescentadas às equações:

Estados Unidos: D₁ = 1 em 1974, 0 nos demais anos; D₂ = 1 em 1977, 0 nos demais anos.

Japão: D = 1 em 1973-1974-1975, 0 nos demais anos.

Alemanha: D₁ = 1 em 1975-1976, 0 nos demais anos; D₂ = 1 em 1986, 0 nos demais anos.

Reino Unido: D = 1 em 1967, 0 nos demais anos.

Bélgica: D₁ = 1 em 1969, 0 nos demais anos; D₂ = 1 em 1973, 0 nos demais anos.

Argentina: D = 1 em 1975-1976-1977-1978, 0 nos demais anos.

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Boletim do Banco Central do Brasil*. Brasília. (Vários números).
- BRAGA, H., MARKWALD, R. Funções de oferta e demanda das exportações de manufaturados no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 13, n. 3, p. 707-744, 1983.
- CARDOSO, E., DORNBUSCH, R. Uma equação para as exportações brasileiras de manufaturados. *Revista Brasileira de Economia*, v. 34, n. 3, p. 429-437, 1980.
- FGV. Fundação Getúlio Vargas. *Conjuntura Econômica*. Rio de Janeiro. (Vários números).
- FERREIRA, A. *Trade and growth: three essays using Brazilian data*, Ph.D. New York, 1992. (Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da New School for Social Research). (mimeo.).
- FIBGE (vários números). *Anuário Estatístico do Brasil*. Rio de Janeiro: FIBGE.
- . *Estatísticas históricas do Brasil: séries econômicas, demográficas e sociais de 1550 a 1988*. Rio de Janeiro: IBGE, 1990.
- FMI. International Monetary Fund. *International Financial Statistics Yearbook*. Washington, DC. (Vários números).
- ISSLER, J., GAZEL, R. *Investigating the causes of the recent Brazilian trade surpluses*. Rio de Janeiro: IPEA-INPES, 1989. (Textos para discussão interna nº 183).
- MARKWALD, R. *Estimação de equações de oferta desagregadas para o Brasil: 1969-1980*. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1981. (mimeo.).
- O'NEILL, H., ROSS, W. Exchange rates and South Korean exports to OECD countries. *Applied Economics*, v. 23, p. 1227-1236, 1991.
- PINTO, M. O crescimento das exportações brasileiras de manufaturados: 1954-1974. *Estudos Econômicos*, v. 10, n. 3, p. 101-143, 1980.
- . Política cambial, política salarial e o potencial das exportações de manufaturados do Brasil no período 1951-1974. *Revista Brasileira de Econometria*, v. 3, n. 2, p. 87-104, 1983.

PORTUGAL, M. A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportações brasileiras. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 23, n. 2, p. 313-348, 1993.

RIOS, S. Exportação brasileira de produtos manufaturados: uma avaliação econométrica para o período 1964-1984. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 17, n. 2, p. 299-232, 1987.

WORLD BANK. *World Tables*. Washington, DC. (Vários números).

ZINI JR., A. Funções de importação e exportação para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 18, n. 3, p. 615-662, 1988.