

O regime de *drawback* nas exportações de manufaturados e a balança comercial do Brasil *

ALBERTO ROQUE MUSALEM **

O principal objetivo deste trabalho é estudar os determinantes do coeficiente de insumos importados na produção de manufaturados para exportação beneficiados com o mecanismo de drawback. É encontrada uma elasticidade em relação ao preço relativo igual a -1 , confirmando a substituição entre insumos importados e produzidos domesticamente, e conclui-se que o sistema de drawback, tal como aplicado às exportações de manufaturados, introduz uma distorção, discriminando de maneira desfavorável a utilização de insumos produzidos domesticamente. Adicionalmente, as estimativas sugerem que o efeito líquido do sistema de drawback sobre a balança comercial pode ser negativo.

1 — Introdução

No elenco de instrumentos da política de incentivo às exportações brasileiras de manufaturados, destaca-se o sistema de *drawback*, que basicamente isenta o exportador do produto final do pagamento dos impostos de importação, ICM e IPI que incidiriam sobre os insumos importados.

Os resultados apresentados na tabela a seguir nos fornecem algumas informações relevantes sobre o sistema de *drawback* desde

* O autor agradece à Fundação Rockefeller pelo apoio financeiro recebido. Sonia Dahab e dois *referees* anônimos desta revista fizeram importantes sugestões que permitiram melhorar o trabalho.

** Professor Visitante do Curso de Mestrado em Economia da Universidade Federal da Bahia.

Brasil: resultados do sistema de drawback no período 1969/78

Anos	Importações no regime de drawback (US\$ milhões FOB)		Exportações vinculadas ao drawback (US\$ milhões FOB)		Coeficiente de insumos importados nas exportações vinculadas ao drawback - y (%)		Exportações de manufaturados (US\$ milhões FOB)		Participação das exportações vinculadas ao drawback no total das exportações de manufaturados (%)		Participação das importações no regime de drawback no total das importações sem petróleo (%)	
	Preço de 1970	Preço corrente	Preço de 1970	Preço corrente	Preço de 1970	Preço corrente	Preço de 1970	Preço de 1970	Preço corrente	(5) = (2)/(4)	Preço corrente	(7) = (1)/(6)
1969	11,8	11,4	47,8	45,3	24,7	45,3	515,5	488,2	9,3	1.789	0,6	
1970	42,8	42,8	197,7	197,7	21,7	197,7	657,3	657,3	30,1	2.271	1,9	
1971	65,4	66,0	315,7	350,4	20,7	350,4	738,4	819,6	42,8	2.920	2,3	
1972	100,9	111,0	400,7	496,9	25,2	496,9	1.046,5	1.297,6	38,3	3.823	2,9	
1973	177,8	234,7	567,3	992,8	31,3	992,8	1.147,6	2.008,3	49,4	5.481	4,3	
1974	188,6	383,8	447,8	1.101,7	42,1	1.101,7	1.292,6	3.179,7	34,6	9.801	3,4	
1975	303,9	559,2	654,0	1.595,7	48,5	1.595,7	1.407,5	3.434,2	46,5	9.335	6,0	
1976	268,0	509,2	1.014,0	2.362,7	26,4	2.362,7	1.552,8	3.618,1	65,3	8.770	5,8	
1977	227,7	457,6	902,5	2.355,6	25,2	2.355,6	1.871,1	4.883,6	48,2	8.209	5,6	
1978	298,1	652,8	1.103,3	2.714,0	27,0	2.714,0	2.643,9	6.504,0	41,7	9.487	6,9	

FONTE: Colunas 1 e 2: Relatório Anual da CACEX (1977 e 1978); deflator das colunas 1 e 4: Índice de Preço dos Manufaturados Importados em dólares; deflator da coluna 2: Índice de Preço dos Manufaturados Exportados em dólares; ambos os índices base 1970, extraídos de *Conjuntura Econômica*.

Colunas 4 e 6: Relatório Anual do Banco Central (mar. 1976, abr. 1978, jun. 1980 e fev. 1981).

a sua implantação em 1969 até 1978.¹ Constatamos, nesse período, que o coeficiente de insumos importados utilizados nas exportações vinculadas ao *drawback* (coluna 3) oscilou, de maneira cíclica, entre 21 e 47%. Por outro lado, as exportações de manufaturados sob o mesmo regime têm crescido significativamente, até representarem, no final do período, aproximadamente metade do total daquelas efetivadas pelo País (coluna 5). A participação das importações sob o regime de *drawback* em relação ao total das importações brasileiras foi, também, crescente. A coluna 7 nos mostra que, no último ano da série, esta participação alcançou o patamar de 7% do total das importações, excluído o petróleo.

O objetivo principal deste trabalho é estudar os determinantes do comportamento do coeficiente de insumos importados na produção de exportações vinculadas ao regime de *drawback*. Estamos interessados, particularmente, em detectar os efeitos substituição, investimento e expansão.

Na seção seguinte apresentaremos o modelo. A terceira seção mostra os resultados obtidos. A Seção 4 discute os efeitos do regime de *drawback* sobre a balança comercial. Na última seção apresentaremos as conclusões decorrentes da análise. No Apêndice Estatístico figuram os dados utilizados nas estimativas.

2 — O modelo

Trata-se de um pequeno país que se defronta com os preços internacionais de insumos industriais importados e de produtos manufaturados finais, bem como a taxa de juros no mercado mundial, exogenamente determinados.

O preço interno de manufaturados, P_M , como encontrado nas estatísticas disponíveis, pode ser definido como:

$$P_M \equiv (EP_{MI}^* T_I)^{\alpha_I} \cdot (EP_{ME}^* T_E)^{\alpha_E} \cdot (P_{MN})^{\alpha_N} \quad (1)$$

¹ Último ano em que os dados estavam disponíveis, obtidos através do escritório da CACEX em Salvador. Esforços para atualização das séries de exportações e importações vinculadas ao *drawback* foram infrutíferos.

onde:

P_{MI}^* = nível de preço internacional das importações de manufaturados em dólares;

P_{ME}^* = nível de preço internacional das exportações de manufaturados em dólares;

E = tipo de câmbio indicando as unidades de cruzeiro por dólar;

P_{MN} = nível de preço de manufaturados não-comerciáveis internacionalmente em cruzeiros;

T_I = diferencial entre preços internos e externos, conseqüente de tarifas, impostos indiretos, restrições e outros encargos protecionistas às importações de manufaturados;²

T_e = diferencial entre preços internos e externos de manufaturados exportados resultante dos incentivos a estas exportações;³ e

α_I , α_e e α_N = participações no dispêndio nacional em manufaturados dos respectivos subsetores.

A taxa de juros nominal, i , está determinada da seguinte maneira:

$$1 + i = \lambda (1 + r^*) (1 + \hat{E}) \quad (2)$$

onde:

r^* = taxa de juros internacional;

\hat{E} = taxa de desvalorização esperada; e

λ = parâmetro de política econômica que, através da intervenção no mercado de capitais, introduz divergência entre a taxa de juros nominal interna e aquela que vigoraria num mercado livre.

² A definição de T_I é $T_I \equiv (1 + t)$, onde t indica a taxa do imposto implícito *ad valorem*.

³ A definição de T_e e sua série no período 1964/78 podem ser obtidas em Musalem (1981).

A equação a ser estimada para o coeficiente direto de insumos importados incorporados nas exportações vinculadas ao regime de *drawback*, y , é representada por:

$$y = a + bp + cr + dx + u \quad (3)$$

Com o objetivo de melhor compreender os parâmetros e variáveis envolvidos na equação a ser estimada, discutiremos, separadamente, cada um deles. Os erros são ilustrados por u .

A variável y é definida pela razão entre o valor a preços constantes das importações de insumos e o valor das exportações, ambos vinculados ao regime de *drawback*, como se pode observar na coluna 3 da tabela anterior.

A variável p indica o preço das importações de insumos no regime de *drawback* em termos do preço de manufaturados nacionais, isto é:

$$\begin{aligned} p &\equiv \frac{EP_{MI}^*}{P_M} \equiv \frac{EP_{MI}^*}{(EP_{MI}^* T_I)^{\alpha_I} \cdot (EP_{ME}^* T_E)^{\alpha_E} \cdot (P_{MN})^{\alpha_N}} \equiv \\ &\equiv \left(\frac{E}{P_{MN}} \right)^{\alpha_N} \frac{1}{T_I^{\alpha_I}} \frac{(P_{MI}^*)^{1-\alpha_I}}{(T_E P_{ME}^*)^{\alpha_E}} \end{aligned}$$

Multiplicando e dividindo por $(P_{MI}^*)^{\alpha_N}$, resulta em:

$$p \equiv \left(\frac{EP_{MI}^*}{P_{MN}} \right)^{\alpha_N} \frac{1}{T_I^{\alpha_I}} \left(\frac{P_{MI}^*}{T_E P_{ME}^*} \right)^{\alpha_E} \quad (4)$$

onde:

$e \equiv \frac{EP_{MI}^*}{P_{MN}}$ = taxa de câmbio real ou preço internacional de manufaturados importados em moeda nacional relativo a manufaturados não-comerciáveis; e

$q \equiv \frac{P_{MI}^*}{T_E P_{ME}^*}$ = preço relativo internacional entre manufaturados importados *versus* exportados (é o termo de troca entre insumo/produto).

A taxa de variação em p resulta de (4) em:

$$\hat{p} \equiv \alpha_N \hat{e} - \alpha_I \hat{T}_I + \alpha_e \hat{q} \quad (5)$$

onde o símbolo “^” acima da variável representa sua taxa de variação.

A nossa variável p incorpora, na verdade, três efeitos: dois deles correspondem à substituição entre fontes de fornecimento de insumos e o terceiro relaciona-se com o efeito expansão no produto.

O componente e em p indica o preço dos insumos importados, no regime de *drawback*, em relação ao preço do subsetor de manufaturados não-comerciáveis. Esta relação faz parte da tradição do modelo de economia dependente de Salter (1959), que destaca a relação intersetorial entre comerciáveis *versus* não-comerciáveis. Dentro desse modelo, um aumento na taxa de câmbio real (em e), por exemplo, através de uma desvalorização, causará um aumento em p na proporção α_N . Este efeito detecta a substituição de insumos importados em favor daqueles produzidos no subsetor de não-comerciáveis dentro da atividade manufatureira nacional.

O componente T_I em p representa o preço dos insumos importados no regime de *drawback* relativo ao custo de aquisição alternativo no subsetor da atividade manufatureira nacional dedicado à produção de substitutos de importações. Uma diminuição na proteção a este subsetor através da política comercial (diminuição em T_I) causará um aumento em p na proporção α_I . Isto representa um encarecimento relativo dos bens intermediários externos sob o regime de *drawback* induzido pela diminuição de preço daqueles de origem nacional.

Resumindo, as variações em p originadas por mudanças em e e/ou T_I identificam o efeito substituição na demanda de insumos importados no regime de *drawback*. Um aumento em p causado por estes elementos indica um encarecimento relativo de fontes externas de suprimento de insumos em favor de fontes nacionais (não-comerciáveis e/ou substitutos de importações). Assim, devemos esperar sinal negativo no coeficiente b do nosso modelo representado pela equação (3).

O componente q em p representa a relação entre o preço do insumo importado no regime de *drawback* e o preço do produto final recebido pelo exportador de manufaturados. Para que e e T_I permaneçam constantes, um aumento em q pode verificar-se de duas maneiras equivalentes: a) diminuição no preço do produto final; ou b) aumento proporcional no preço dos insumos nacionais e no regime de *drawback*. Qualquer um tem o mesmo efeito sobre a produção, isto é, a redução da mesma através de menor utilização dos insumos variáveis. Supondo que o setor opera no estágio II de produção, haverá um aumento no produto médio destes insumos. Em conseqüência, um aumento em q , mantendo e e T_I constantes, aumentará p na proporção α_e e reduzirá y .

Logo, o sinal do coeficiente da variável $p - b$ na equação (3) — deverá ser negativo qualquer que seja a natureza da mudança em p , devido aos efeitos substituição ou expansão.

Com o intuito de corrigir a deficiência da nossa variável p , incluímos a variável x — desvio das exportações da sua tendência — na equação (3). Desse modo, ao analisarmos o coeficiente da variável p , mantendo constante o efeito expansão, podemos identificar o efeito puramente substituição no coeficiente b já mencionado.

A variável x é identificada pelos desvios da tendência na razão entre o *quantum* de exportações de manufaturados sobre o *quantum* da produção industrial, w .⁴ Um valor positivo para x indica que as exportações estão acima do nível correspondente à trajetória de expansão de longo prazo, que se caracteriza pelo aumento equi-proporcional em todos os recursos da produção do setor industrial e pelo progresso tecnológico. Assim, quando x é positiva, a expansão na produção se dará através do uso mais intensivo dos fatores fixos, isto é, os produtos médios dos fatores variáveis deverão diminuir (aumento em y) e, em conseqüência, o coeficiente d da variável x deverá ser positivo.

Finalmente, para completar o nosso modelo introduzimos a variável r , que representa o custo de oportunidade de manter estoques

⁴ O comportamento desta variável é estudado nos trabalhos de Cardoso e Dornbusch (1980) e Musalem (1981).

de insumos importados ou a taxa de juros real. Como não se dispõe das quantidades de insumos importados efetivamente utilizadas no processo de produção, mas sim das importações de insumo no regime de *drawback*, foi necessário introduzir a taxa de juros real como variável para “limpar” a variável dependente do componente investimento na demanda de importações destes insumos. A definição de r será dada por:

$$r = \frac{(1+i) - (1+\hat{E})(1+\hat{P}_M^*)}{(1+\hat{E})(1+\hat{P}_M^*)}$$

onde:

\hat{P}_M^* = taxa esperada de inflação internacional de insumos manufaturados importados.

Como já vimos em (2), $1+i = \lambda(1+r^*)(1+\hat{E})$ e, daí:

$$r = \frac{\lambda(1+r^*)(1+\hat{E}) - (1+\hat{E})(1+\hat{P}_M^*)}{(1+\hat{E})(1+\hat{P}_M^*)}$$

Simplificando, resulta:

$$r = \frac{\lambda(1+r^*) - (1+\hat{P}_M^*)}{(1+\hat{P}_M^*)}$$

Para estimarmos a variável taxa de juros real, precisamos supor que o modelo de formação das expectativas de inflação mundial corresponde àquele das expectativas racionais:⁵

Um elevado custo de oportunidade de manter estoques de insumos importados desestimulará o componente investimento na demanda de importações e, em consequência, diminuirá o nosso coeficiente de insumos importados nas exportações vinculadas ao sistema de *drawback*. Portanto, o sinal do parâmetro c , no nosso modelo, deverá ser negativo.

⁵ Os erros do modelo, u , deverão incluir o “ruído branco”, em decorrência da hipótese de expectativas racionais, introduzida na construção da variável taxa de juros real.

3 — Estimativa

O ajustamento ao nosso modelo, para a amostra anual disponível no período 1969/78, utiliza o método de mínimos quadrados ordinários, corrigido para autocorrelação dos erros pelo método Hildreth-Lu. Os resultados obtidos foram os seguintes:

$$y = 270 - 0,54p - 1,15r + 1,77x \quad (6)$$

(7,4) (-1,94) (-12,4) (4,8)

$$n = 10; R^2 = 0,96; \bar{R}^2 = 0,93; DW = 1,94; \rho = -0,8$$

Os valores entre parênteses representam a estatística t e todas as variáveis estão definidas através de índices.

O tamanho da amostra disponível constitui-se na grande restrição do trabalho. Entre outras limitações, dificulta, por exemplo, o uso do modelo de ajustamento parcial. Entretanto, os expressivos resultados obtidos justificam a análise e tornam relevantes as contribuições advindas do presente estudo. A análise das covariâncias sugere que não há problemas de colinearidade entre as variáveis independentes.

Os coeficientes de todas as três variáveis mostraram-se significativos e com os sinais esperados. Estas constatações nos permitem admitir que a demanda de importações de insumos no regime de *drawback* apresenta os seguintes efeitos: a) substituição via preços em relação aos insumos de produção nacional; b) investimento por alterações no nível dos estoques, em resposta a mudanças no custo de oportunidade dos mesmos; e c) expansão por desvios de produção de exportações da sua tendência de longo prazo.⁶

Um aumento de 10 pontos no índice de preço relativo de insumos importados, p , causou em média uma queda de 5,4 pontos no índice do coeficiente destes insumos na produção de manufaturados sob o regime de *drawback*. Por sua vez, um aumento de 10 pontos no

⁶ Lopes e Lara Resende (1981) não conseguiram detectar o efeito substituição via preços na demanda de importações agregadas para a economia, o qual, entretanto, foi obtido no estudo realizado por Cardoso (1982).

índice da variável taxa de juros real, r , gerou em média uma queda de 11,5 pontos no índice do coeficiente insumos importados/produto, ao passo que um hiato expansionista de 10 pontos na razão entre os índices de *quantum* de exportações de manufaturados e o produto industrial ocasionou um aumento de 17,7 pontos no índice do coeficiente insumos importados/produto.

A taxa de variação no coeficiente insumos importados/produto ao longo da tendência, n , pode ser obtida da seguinte maneira:

$$n = \frac{1}{y} \frac{\partial y}{\partial t} = \frac{1}{y} \frac{\partial y}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial t} = \frac{d}{y} \frac{\partial (w - \bar{w})}{\partial t}$$

onde o nível de tendência, \bar{w} , é dado por:

$$\bar{w} = 89 + 4,6t$$

$$(14) \quad (4,6)$$

$$R^2 = 0,72; \quad DW = 1,98$$

Logo, considerando o valor médio de 134,34 para y e substituindo pelas estimativas dos coeficientes, temos a taxa de variação no coeficiente insumos importados/produto ao longo da trajetória de longo prazo. Assim:

$$n = \frac{1}{y} \frac{\partial y}{\partial t} = - \frac{(1,77) (4,6)}{134,34} = -0,061$$

Este resultado pode sugerir que o coeficiente insumos importados/produto apresentaria declínio ao longo da trajetória de expansão de longo prazo, isto é, os retornos de escala poderiam ter sido crescentes e/ou o progresso tecnológico poderia ter sido poupador de insumos importados.

A elasticidade-preço ou substituição, σ , no ponto médio é igual a $-0,46$ (os valores médios de y e p são 134,34 e 114,6, respectivamente). O valor da elasticidade insumo/produto com respeito à expansão das exportações, δ , no ponto médio é igual a 1,51 (o valor médio de w é igual a 114,6). Estas magnitudes têm grande importância na análise do efeito do regime de *drawback* na balança comercial, assunto que passaremos a discutir em seguida.

4 — O regime de *drawback* e a balança comercial

O objetivo principal da implantação do regime de *drawback* é o de melhorar a competitividade internacional das exportações de manufaturados. Sob este regime certamente a meta será alcançada e as exportações expandir-se-ão. Entretanto, o *drawback* discrimina de maneira desfavorável os insumos de origem nacional. Caso o efeito substituição entre insumos de origem interna e externa for nulo, o propósito de melhorar a competitividade induziria a uma melhora, também, na balança comercial, desde que a expansão das exportações supere a expansão das importações de insumos.

Neste trabalho desenvolvemos uma linha de raciocínio que nos permite aceitar a hipótese da substituição entre insumos de origem interna e externa. Em conseqüência, a condição para que a implantação do regime de *drawback* melhore a balança comercial torna-se ainda mais exigente.

Consideremos o caso em que as exportações são exclusivamente de manufaturados e as importações só de bens intermediários no regime de *drawback*, constituindo-se este no *único* incentivo às exportações. Definindo as unidades das mercadorias tais que o seu preço internacional seja igual a 1, temos para a balança comercial em moeda estrangeira a seguinte expressão:

$$BC = \bar{M} - y\bar{M} = \bar{M} (1 - y)$$

onde \bar{M} é a quantidade e o valor das exportações de manufaturados em moeda estrangeira. A balança comercial como proporção da produção industrial interna é:

$$bc = \frac{BC}{Q} = \frac{\bar{M}}{Q} (1 - y) = w (1 - y)$$

onde Q é o *quantum* da produção industrial e $w = \bar{M}/Q$ corresponde à participação das exportações de manufaturados na produção industrial, enquanto a mudança na balança comercial relativa será:

$$\Delta bc = \Delta w (1 - y) - w \Delta y$$

Definimos \bar{p} como o preço dos manufaturados exportados relativo a manufaturados internos. Então:

$$\Delta w = \xi w \frac{\Delta \bar{p}}{\bar{p}}$$

$$\Delta y = -\sigma y \frac{\Delta p}{p} + d\Delta x = -\sigma y \frac{\Delta p}{p} + d\Delta w - d\Delta \bar{w}$$

$$\begin{aligned} \Delta y = -\sigma y \frac{\Delta p}{p} + dw\xi \frac{\Delta \bar{p}}{\bar{p}} - dg = -\sigma y \frac{\Delta p}{p} + \\ + \delta y \xi \frac{\Delta \bar{p}}{\bar{p}} - ny \end{aligned}$$

onde:

ξ = elasticidade-preço da oferta de exportações de manufaturados;

σ = elasticidade efeito substituição no coeficiente de insumos importados, definida como positiva;

δ = elasticidade efeito expansão no coeficiente de insumos importados [$\delta = (wd)/y$];

g = coeficiente angular no ajuste de tendência da variável w ; e

n = taxa de variação em y ao longo da tendência (gd/y).

Substituindo na equação de Δbc , temos:

$$\Delta bc = \xi w \frac{\Delta \bar{p}}{\bar{p}} (1 - y) + w\sigma y \frac{\Delta p}{p} - w\delta y \xi \frac{\Delta \bar{p}}{\bar{p}} + wny$$

A mudança na balança comercial como proporção das exportações iniciais será:

$$\begin{aligned} \frac{\Delta BC}{M} = \frac{\Delta bc}{w} = \xi \frac{\Delta \bar{p}}{\bar{p}} [1 - y(1 + \delta)] + \\ + \sigma y \frac{\Delta p}{p} + ny \end{aligned} \quad (7)$$

Supondo a situação inicial sem o *drawback*, o preço relativo de insumos importados será, nesse caso, \bar{p} , obtendo-se, ao multiplicar por T_I , a definição (4), lembrando que $T_\varepsilon = 1$:

$$\bar{p} \equiv \left(\frac{ET_I P_{MI}^*}{P_{MN}} \right)^{\alpha_N} \cdot \left(\frac{T_I P_{MI}^*}{P_{M\varepsilon}^*} \right)^{\alpha_\varepsilon}$$

Logo, uma mudança neste preço em decorrência da implementação do regime de *drawback* será:

$$\frac{\Delta p}{p} = \frac{p}{\bar{p}} - 1 = \frac{1}{T_I T_\varepsilon^{\alpha_\varepsilon}} - 1 = \frac{1 - T_I T_\varepsilon^{\alpha_\varepsilon}}{T_I T_\varepsilon^{\alpha_\varepsilon}} < 0$$

Esta taxa de variação no preço relativo de insumos importados incorpora, como vimos, tanto o efeito substituição como o efeito expansão. Para que ela represente só o efeito substituição, precisamos anular o efeito expansão — já considerado na análise através de δ —, o que conseguimos fazendo $T_\varepsilon = 1$. Logo:

$$\frac{\Delta \bar{p}}{\bar{p}} = \frac{1 - T_I}{T_I} = -\frac{t_I}{T_I} < 0$$

O ganho em competitividade das exportações de manufaturados pela introdução do *drawback* é obtido a partir da razão entre o preço relativo das exportações com o incentivo do *drawback*, $\bar{\bar{p}}$, e sem ele, \bar{p} . Assim:

$$\begin{aligned} \frac{\Delta \bar{\bar{p}}}{\bar{p}} = \frac{\bar{\bar{p}}}{\bar{p}} - 1 &\equiv \frac{\left(\frac{EP_{M\varepsilon}^*}{P_{MN}} \right)^{\alpha_N} T_\varepsilon^{\alpha_N + \alpha_I} \left(\frac{P_{M\varepsilon}^*}{P_{MI}^* T_I} \right)^{\alpha_I}}{\left(\frac{EP_{M\varepsilon}^*}{P_{MN}} \right)^{\alpha_N} \left(\frac{P_{M\varepsilon}^*}{P_{MI}^* T_I} \right)^{\alpha_I}} - 1 = \\ &= T_\varepsilon^{(1-\alpha_\varepsilon)} - 1 > 0 \end{aligned}$$

Substituindo na equação de mudança na balança comercial, teremos:

$$\frac{\Delta BC}{M} = \frac{1}{T_I} \{ \xi [1 - y (1 + \delta) |T_I| [T_\varepsilon^{(1-\alpha_\varepsilon)} - 1] - \sigma y t_I] + n y \} \quad (8)$$

Conseqüentemente, a balança comercial poderá melhorar ou deteriorar-se pela introdução do regime de *drawback*, dependendo do sinal da expressão entre chaves, que será positivo ou negativo se o efeito expansão nas exportações líquido do aumento no coeficiente insumos importados/produto for maior ou menor, respectivamente, do que o efeito substituição entre insumos importados ou nacionais. Alternativamente:

$$\varepsilon \gtrless \sigma \frac{y}{1 - y(1 + \delta)} \frac{t_I}{T_I [T_e^{(1 - \alpha_e)} - 1]} \quad (9)$$

Quanto maior for σ , y , δ , t_I e α_e e/ou menor for ξ , maior será a possibilidade de que a balança comercial se deteriore, ou menor será a melhora pela introdução do regime de *drawback*. É importante então estimar o lado direito da desigualdade (9). Consideremos a estimativa para o Brasil. Os dados são:

$$\xi = 0,81; \tau$$

$$\bar{y} = 0,29 \text{ (tabela anterior);}$$

$$\sigma = 0,46 \text{ (estimado acima);}$$

$$\delta = 1,51 \text{ (estimado acima);}$$

$$\alpha_e = 0,25 \text{ e } 0,125 \text{ (supostos alternativos);}$$

$$T_I = 1 + t_I \approx 1,58;^8 \text{ e}$$

$$T_e = 1 + yt_I \approx 1,17.$$

Logo, a desigualdade (8) ficaria, com $\alpha_e = 0,25$:

$$\xi \gtrless (0,46) (1,066) (2,9) = 1,42$$

⁷ Ver Cardoso e Dornbusch (1980) e Musalem (1981). Utilizamos a estimativa a partir de um modelo também sem ajuste parcial.

⁸ De Musalem (1981, Tab. 1), obtemos a estimativa de t_I para 1978, como a soma das isenções do IPI e do ICM, que são cobrados nas importações aproximadamente a 0,286, mais 0,311 por tarifa à importação e custo do depósito compulsório. Logo, $t_I \simeq 0,58$.

ou, com $\alpha_e = 0,125$:

$$(0,46) (1,066) (2,42) = 1,19$$

Quanto maior for α_e , menor será a melhora em competitividade das exportações em consequência do aumento na taxa de incentivo das mesmas (T_e). Portanto, o efeito substituição do regime de *drawback* poderia dominar o exíguo efeito competitividade que ele outorga.

Uma vez que o valor de 0,81 estimado para ξ é menor do que as duas estimativas plausíveis para o valor crítico (1,42 ou 1,19), fica evidente a ambigüidade do efeito do regime de *drawback* sobre a balança comercial. No nosso exercício de simulação, o valor crítico mínimo seria de 1,05 e corresponderia ao valor para $\alpha_e = 0$. Ainda neste caso extremo continuam sendo duvidosos os efeitos do regime de *drawback* sobre a balança comercial.

Por outro lado, observando-se a equação (8) verifica-se que uma política de promoção das exportações sem introduzir distorção no preço relativo entre insumos eliminaria o termo de substituição na expressão. Conseqüentemente, a condição para melhora da balança comercial ficaria bastante menos exigente, bastando que:

$$y (1 + \delta) < 1$$
$$\delta < \frac{1 - y}{y}$$

Conclui-se da expressão acima que a elasticidade expansão no coeficiente insumos importados/produto, δ , deverá ser menor que a razão entre o valor adicionado nacional e o coeficiente insumos importados/produto. Esta condição se verifica sem dificuldades para o Brasil. Utilizando-se, então, as estimativas no ponto médio da amostra, temos:

$$1,51 < \frac{0,71}{0,29} = 2,45$$

Esta relação é muito importante. Dada a alta elasticidade insumo/produto, um valor adicionado nacional igual ou menor que 0,6 indicaria que a expansão das exportações a partir do maior emprego

de insumos variáveis causaria uma deterioração da balança comercial. Este valor crítico de 0,6 para o valor adicionado nacional poderia ser um termo de referência importante na avaliação e instrumentação dos programas de promoção das exportações de manufaturados.

5 — Conclusões

Os resultados deste estudo revelam a necessidade de haver um tratamento equivalente para os insumos de origem nacional e os importados na composição das exportações de manufaturados. Este procedimento eliminará a distorção de preços relativos introduzida pelo regime de *drawback*, que, como vimos, atua negativamente sobre a balança comercial.

Sabe-se que, em futuro próximo, os créditos-prêmio às exportações de manufaturados deverão diminuir ou, eventualmente, desaparecer. Evidentemente, esta medida causará uma perda de competitividade no mercado internacional, que poderá ser compensada através da vigência da generalização do *rebate* ou, ainda, de maneira mais eficaz, com a isenção de impostos indiretos internos pelo uso de insumos de origem nacional nas exportações (comumente chamado de *drawback* verde-amarelo). Além disso, faz-se necessária a criação de um subsídio à utilização de insumos de origem nacional, com uma alíquota equivalente à tarifa efetiva do similar importado.

Uma recomendação especial que se depreende do nosso trabalho é o atrelamento da política de incentivos creditícios às exportações ao valor adicionado nacional. Desta maneira, este instrumento de incentivo às exportações também deverá melhorar a balança comercial, uma vez que reduzirá o componente importado nas mesmas.

Face aos sólidos resultados conseguidos, aceitamos a especificação do nosso modelo. Porém, o tamanho da amostra compromete a corroboração de nossas hipóteses e de qualquer expansão no modelo. Ambas dependem da ampliação futura da amostra através das sucessivas experiências com o regime de *drawback*. No entanto, permanecem válidas as sugestões sobre a especificação do modelo, as implicações de políticas discriminatórias aos insumos e as possíveis ambigüidades de seus efeitos.

Apêndice estatístico

Anos	Preço relativo dos manufaturados importados (p)	Taxa de juros real (r)	Quantum da exportação de manufaturados	Quantum da produção industrial	(3)/(4) (w)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1969	100,08	106,88	85,5	90,6	94,4
1970	100,00	100,00	100,0	100,0	100,0
1971	98,94	93,96	104,0	114,3	91,0
1972	104,35	84,67	155,0	129,6	120,0
1973	112,66	77,77	177,0	150,1	118,0
1974	159,38	-9,15	194,0	164,9	118,0
1975	124,43	4,43	206,0	175,2	118,0
1976	123,56	27,43	214,0	193,9	110,0
1977	124,42	86,73	265,0	201,4	132,0
1978	128,13	76,01	315,4	217,8	145,0

FONTES: Colunas 1, 3 e 4: *Conjuntura Económica* (nov. 1972, jan. 1975, abr. 1977, jul./nov./dez. 1979 e jul. 1981); e *Boletim do Banco Central* (set. 1979).

Coluna 2: taxa de juros real obtida da seguinte expressão:

$$r = \frac{(1 + i) - (1 + \hat{E})(1 + \hat{P}_M^*)}{(1 + \hat{E})(1 + \hat{P}_M^*)}$$

onde i corresponde ao custo do dinheiro para o tomador de letras de câmbio (as fontes dos dados necessários são as mesmas da coluna 1).

Índices: base 1970 = 100.

Bibliografia

- CARDOSO, E. *Brazilian trade during the last century*. Mimeo. Boston University, abr. 1982.
- CARDOSO, E., e DORNBUSCH, R. Uma equação para as exportações brasileiras de produtos manufaturados. *Revista Brasileira de Economia*, 34 (3), 1980.
- LOPES, F. L., e LARA RESENDE, A. *Inflação e balanço de pagamentos: uma análise quantitativa das opções de política econômica*. Textos para Discussão. Rio de Janeiro, PUC, 1981.
- MUSALEM, A. R. Política de subsídios e exportações de manufaturados no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 35 (1), 1981.
- SALTER, W. Internal and external balance: the role of price and expenditure effects. *Economic Record*, 35 (3), 1959.

(Originais recebidos em agosto de 1982. Revisitos em março de 1983.)