

# Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil — 1955/95\*

ALEXANDRE SAMY DE CASTRO\*\*  
MARCO ANTÔNIO F. H. CAVALCANTI\*\*

*Neste artigo são estimadas equações de exportação e importação — totais e desagregadas por fator agregado e categoria de uso, respectivamente — para o Brasil, a partir de dados anuais, para o período 1955/95. Os procedimentos econométricos atentam para a não-estacionariedade das variáveis sob análise, baseando-se nos conceitos de co-integração e modelo de correção de erros, e para as possíveis dificuldades associadas ao tratamento das variáveis condicionantes como variáveis "exógenas", através da realização de teses de exogeneidade. Apresentam-se ainda algumas projeções de crescimento das exportações e importações para o período 1997/2000, sob diferentes cenários.*

## 1 - Introdução

O objetivo deste trabalho reside na estimação de equações de exportação e importação para o Brasil que possam ser utilizadas para previsões condicionais da evolução dessas variáveis, proporcionando, assim, subsídios para o processo de formulação, implementação e avaliação de políticas econômicas.

São estimadas equações para as exportações e importações totais e desagregadas — por grau de elaboração e categoria de uso, respectivamente — a partir de dados anuais, para o período 1955/95. As séries de exportação e importação estão representadas em dólares, o que constitui uma significativa diferença em relação à maioria dos estudos anteriores, geralmente baseados em índices de preço e *quantum*.<sup>1</sup> Apesar de o uso de tais índices ser preferível do ponto de vista teórico, a opção pelos dados em valor tem a vantagem de fornecer resultados aplicáveis diretamente à análise da balança comercial do país, além de proporcionar um período amostral mais extenso para as estimações econométricas.

O trabalho está organizado em cinco seções, além desta introdução. A Seção 2 descreve, em linhas gerais, os procedimentos econométricos e os testes

---

\* Os autores agradecem os comentários e sugestões de Eustáquio J. Reis, durante a elaboração do trabalho, e de Ajax R. B. Moreira e Waldir J. A. Lobão, a uma versão preliminar deste.

\*\* Da Diretoria de Pesquisa do IPEA.

1 Dentre as poucas exceções, cabe destacar Pastore e Pinotti (1996), que também apresentam estimações com dados em valor.

realizados; as Seções 3 e 4 apresentam os resultados das estimações para as exportações e para as importações, respectivamente; a Seção 5 fornece algumas projeções de crescimento das exportações e importações para os próximos anos, sob diferentes cenários; e a Seção 6 apresenta as conclusões do trabalho.

## 2 - Metodologia

A análise empírica parte da investigação das propriedades de integração e co-integração das séries [ver Hendry (1986) e Engle e Granger (1987)]. Inicialmente, procura-se determinar a ordem de integração das variáveis, através de testes de Dickey-Fuller Aumentado [ver Dickey e Fuller (1979)], utilizando-se os valores críticos das distribuições das estatísticas de teste tabulados por MacKinnon (1991). Tendo em vista que, na presença de mudanças estruturais, o teste ADF pode erroneamente apontar para a não-estacionariedade de uma série que seja estacionária em torno de uma tendência determinística, realizam-se também testes de raiz unitária levando em consideração a possibilidade de uma quebra estrutural [ver Perron (1989 e 1997)]. Em se tratando de um vetor de variáveis  $I(1)$ , a identificação das relações de longo prazo através de estimadores de máxima verossimilhança (FIML), como proposto por Johansen (1988), parece constituir o método mais adequado, haja vista as diversas investigações, a partir de simulações de Monte Carlo, que apontam tal método como assintoticamente eficiente, e não-viesado para pequenas amostras.<sup>2</sup>

A abordagem utilizada parte da representação das séries como um processo Vetor Auto-Regressivo (VAR):

$$X_t = \mu + \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

onde  $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$  são  $IN_p(0, \Omega)$  e  $X_{-k+1}, \dots, X_0$  são fixos. Pode-se reparametrizar o modelo (1), no qual as variáveis são supostamente integradas de ordem 1, de forma a obter um modelo em primeiras diferenças:

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde  $\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i)$ ,  $i = 1, \dots, k-1$  e  $\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$ .

<sup>2</sup> Para uma discussão sobre as propriedades do procedimento de Johansen e métodos alternativos, ver Phillips e Loretan (1991), Gonzalo (1994) e Hargreaves (1994).

Como os resíduos  $\varepsilon_t$  são estacionários, o posto  $r$  da matriz  $\Pi$  determina o número de combinações lineares do vetor  $X_t$  que são estacionárias. Se  $r=p$ , então  $X_t$  é estacionário, enquanto, se  $r=0$ , de modo que  $\Pi=0$ , então  $\Delta X_t$  é estacionário e todas as combinações lineares de  $X_t$  são  $I(1)$ . No caso em que  $0 < r < p$ , existem  $r$  vetores de co-integração e a matriz  $\Pi$  pode ser escrita como  $\Pi = \alpha\beta$ , onde  $\beta$  é a matriz  $rxp$  dos vetores de co-integração e  $\alpha$  é a matriz  $pxr$  de coeficientes de ajustamento. Sob essa hipótese, o modelo (2) é dito Vector Error Correction Model (VECM).<sup>3</sup> Seguindo a abordagem de estimação e teste proposta por Johansen, pode-se derivar estimadores de máxima verossimilhança dos parâmetros do modelo (1), bem como testar hipóteses sobre o número de vetores de co-integração  $r$  e sobre restrições lineares nos vetores de co-integração e nos coeficientes de ajustamento [ver Johansen e Juselius (1990)].

Nesses modelos, todas as variáveis são endógenas e devem, portanto, ser modeladas explicitamente. Entretanto, isso não é sempre possível porque tanto o número de variáveis a serem introduzidas no modelo pode se revelar excessivo como a teoria econômica pode não ser capaz de fornecer subsídios suficientes para a especificação completa do sistema. Tendo em vista que o objetivo do presente trabalho se resume em modelar as exportações e as importações, de modo a possibilitar a previsão do comportamento futuro dessas variáveis, em função da evolução de algumas variáveis “exógenas”, parece conveniente restringir a análise a um subsistema condicional do VAR/VECM, em que apenas as exportações e as importações sejam modeladas explicitamente. Para que tal análise seja eficiente, é necessário, contudo, que as variáveis condicionantes satisfaçam algumas condições básicas, justificando o seu tratamento como variáveis “exógenas”.

Note-se que a densidade conjunta das variáveis  $X_t = (Y_t', Z_t')$ , condicionadas em seu passado, pode ser fatorada no produto da densidade condicional de  $Y_t$  dado  $Z_t$  e da densidade marginal de  $Z_t$ , sem perda de generalidade. O modelo (2) pode, assim, ser decomposto no modelo condicional de  $Y_t$  dado  $Z_t$ :

$$\Delta Y_t = \omega \Delta Z_t + (\alpha_y - \omega \alpha_z) \beta' X_{t-1} + \sum_1^{k-1} (\Gamma_{yi} - \omega \Gamma_{zi}) \Delta X_{t-i} + \mu_y - \omega \mu_z + \varepsilon_{yt} - \omega \varepsilon_{zt} \quad (3)$$

<sup>3</sup> A equivalência entre as formas VAR e VECM de um sistema de variáveis co-integradas é provada pelo Teorema de Representação de Granger [ver Engle e Granger (1987)].

e, no modelo marginal de  $Z_t$ :

$$\Delta Z_t = \alpha_z \beta' X_{t-1} + \sum_1^{k-1} \Gamma_{zi} \Delta X_{t-i} + \mu_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde  $\omega = \Omega_{yz} \Omega_{zz}^{-1}$ .

A validade de analisar apenas o modelo condicional (3), ignorando o modelo marginal (4), depende de as informações contidas neste último não serem relevantes para os objetivos da análise — vale dizer, das variáveis em  $Z_t$  serem “exógenas”. Diferentes objetivos requerem distintos conceitos de exogeneidade; assim, eficientes inferências estatísticas, previsões e simulações de política estão associadas, respectivamente, às noções de exogeneidade fraca, exogeneidade forte e superexogeneidade.

As variáveis  $Z_t$  são *exógenas fracas* para determinados parâmetros de interesse se: *a)* tais parâmetros dependem exclusivamente dos parâmetros do modelo condicional; e *b)* os parâmetros dos modelos condicional e marginal são *variação livre*, isto é, não estão sujeitos a restrições conjuntas. Sob tais condições, inferências relativas aos parâmetros de interesse podem ser realizadas a partir do modelo condicional, sem perda de informação relevante [ver Engle, Hendry e Richard (1983) e Ericsson (1992)].

Quando os parâmetros de interesse são os de longo prazo  $\alpha\beta'$ , uma condição necessária e suficiente para a exogeneidade fraca de  $Z_t$  é dada por  $\alpha_z = 0$ . Isso quer dizer que o vetor de co-integração não deve aparecer no modelo marginal. Logo, a hipótese de exogeneidade fraca pode ser testada por intermédio da imposição de restrições lineares sobre  $\alpha$  [ver Johansen (1992a)]. Se os parâmetros de curto prazo também forem considerados de interesse, é necessária a condição adicional de covariância zero entre os resíduos de (3) e (4), que se pode verificar através de um teste de ortogonalidade [ver Urbain (1992)].

Se  $Z_t$  é *exógena fraca* para os parâmetros de interesse e  $Y_t$  não causa  $Z_t$  no sentido de Granger,  $Z_t$  é dita *exógena forte* para esses parâmetros, e é válido o uso do modelo (3) para previsões de  $Y$  condicionais em relação a valores futuros de  $Z$ , para dado “regime” gerador dessas variáveis [ver Engle, Hendry e Richard (1983)]. Sob certas condições, a hipótese de não-causalidade pode ser testada de forma válida no VAR em nível (1), através da imposição de restrições zero aos coeficientes de  $Y_{t-i}$  nas equações de  $Z_t$ .

No entanto, um procedimento mais geral consiste na realização de testes de causalidade no VECM dado por (3) e (4), onde a hipótese de não-causalidade

pressupõe que: a) os coeficientes de  $\Delta Y_{t-i}$  em (4) sejam zero; e b)  $\alpha_z \beta_y = 0$  (onde  $\beta_y$  representa a partição do vetor  $\beta$  associada a  $Y_{t-i}$ ). Isso quer dizer que  $Y_{t-i}$  não aparece em (4) [ver Toda e Phillips (1994)]. Logo, uma vez aceita a restrição  $\alpha_z = 0$  e, portanto, a exogeneidade fraca de  $Z_t$  para os parâmetros de longo prazo, a exogeneidade forte de  $Z_t$  pode ser verificada imediatamente pelo teste da significância dos coeficientes de  $\Delta Y_{t-i}$  em (4).

Finalmente, se  $Z_t$  é exógena fraca para os parâmetros de interesse e estes são “invariantes” em relação às mudanças no processo marginal de  $Z_t$ , ou seja, a distribuição condicional não varia em face de determinadas mudanças na distribuição marginal,  $Z_t$  é *superexógena* para esses parâmetros. A superexogeneidade de  $Z_t$  assegura a validade de simulações de política realizadas a partir do modelo condicional (3), bem como de inferências e previsões nas situações em que os processos geradores das variáveis condicionantes estão sujeitos a mudanças de “regime”, independente de  $Z_t$  incluir ou não “variáveis de política” [ver Engle, Hendry e Richard (1993)].

Engle e Hendry (1983) sugerem dois testes de superexogeneidade amplamente utilizados na literatura. Ambos partem da formulação de um modelo para  $Z_t$ , usando determinado conjunto de instrumentos que incorporem possíveis mudanças de “regime”, e consistem em testar a significância no modelo condicional, respectivamente, das estimativas dos resíduos (e funções dos resíduos) desse modelo marginal e das “intervenções” no modelo marginal (em geral, modeladas através de *dummies* do tipo 0 – 1).

No caso de os parâmetros do modelo condicional serem invariantes em relação às mudanças nos processos marginais, a inclusão dessas variáveis não deverá adicionar qualquer poder explicativo. Cabe observar que tais testes fornecem um meio indireto de testar a exogeneidade fraca de  $Z_t$  para todos os parâmetros do modelo condicional [ver Bårdsen (1992), Ahumada (1992), Nakane (1994) e Carone (1996)].

Dessa forma, a análise desenvolvida a seguir envolve, para cada categoria de exportação/importação, os seguintes passos básicos: em primeiro lugar, testa-se a ordem de integração das variáveis através de testes de raiz unitária do tipo ADF; em seguida, realiza-se a análise de co-integração por FIML; procede-se, então, à elaboração do modelo de correção de erros (ECM) condicional; e, por fim, realizam-se os testes de exogeneidade.<sup>4</sup>

---

4 Para os procedimentos econométricos, utilizou-se o pacote PcGive 8.0.

### 3 - Equações de exportação

#### 3.1 - Descrição das variáveis utilizadas

Procura-se estimar equações para as exportações totais e desagregadas por fator agregado (produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos). Os dados relativos ao valor das exportações, em dólares norte-americanos, são extraídos do Boletim Mensal do Banco Central e, para o período anterior a 1964, do Boletim da Sumoc; deflacionados pelo IPA dos Estados Unidos, esses dados dão origem às séries de exportação em valor "real" usadas na análise.

Em conformidade com diversos estudos anteriores do comportamento das exportações brasileiras, as variáveis explicativas utilizadas consistem na taxa de câmbio real, numa *proxy* para o nível de renda mundial e num indicador do nível de atividade doméstica. Espera-se que aumentos da taxa de câmbio real e da renda mundial acarretem efeitos positivos, e elevações no nível de atividade doméstica produzam efeitos negativos sobre as exportações [ver Cardoso e Dornbusch (1980), Braga e Markwald (1983), Zini Jr. (1988), Mogueillansky (1993), Portugal (1993) e Pastore e Pinotti (1996)].

A taxa de câmbio real é dada pela multiplicação da taxa de câmbio nominal por um índice de incentivos às exportações e pelo IPA dos Estados Unidos, dividido pelo IPA doméstico. Utilizam-se o índice das importações mundiais totais, em valor real, como *proxy* da renda mundial, e a taxa de utilização da capacidade produtiva total, dada pela razão entre o PIB e o produto potencial da economia, como indicador do nível de atividade doméstica. Os índices de preço, taxa de câmbio nominal e importações mundiais são extraídos do *International Financial Statistics* (FMI), os índices de incentivos às exportações baseiam-se em Pinheiro *et alii* (1993) e Zagury (1994), e a taxa de utilização da capacidade é calculada a partir de um processo de médias móveis de cinco períodos para o produto potencial.<sup>5</sup>

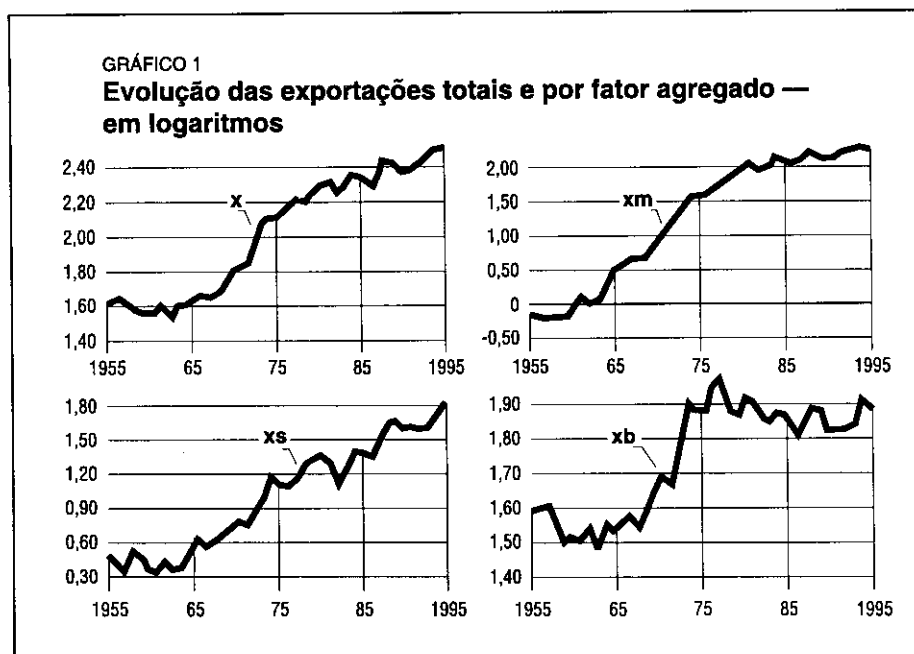
Os Gráficos 1 e 2 mostram a evolução dessas variáveis, todas expressas em logaritmos. As variáveis  $x$ ,  $xm$ ,  $xs$ , e  $xb$  representam, respectivamente, os logs das exportações totais, de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos;  $e$ ,  $em$ ,  $es$  e  $eb$  indicam os logs das taxas de câmbio real relevantes em cada caso; e  $mw$  e  $u$  representam, respectivamente, os logs das importações mundiais e da taxa de utilização da capacidade.

---

<sup>5</sup> O Apêndice descreve a metodologia de construção das séries de incentivos às exportações e a taxa de utilização da capacidade.

Com o objetivo de determinar a ordem de integração das variáveis utilizadas, são realizados testes ADF incluindo, no processo auto-regressivo de cada variável, uma constante e uma tendência linear ou apenas a constante. Os resultados apresentados na Tabela 1 sugerem a não-estacionariedade de todas as variáveis. A única rejeição da hipótese nula de raiz unitária corresponde ao teste sem a tendência para  $xm$ ; tendo em vista, porém, a evolução de  $xm$  apresentada no Gráfico 1 e o fato de que o teste com a inclusão da tendência não rejeita a existência de uma raiz unitária, parece razoável tratar também essa variável como não-estacionária. Dado que a aplicação de testes ADF às variáveis em primeiras diferenças aponta, em todos os casos, para a rejeição da hipótese nula de raiz unitária, pode-se considerar as variáveis em nível como sendo  $I(1)$ .

De forma que aferisse a robustez desses resultados, realizaram-se também testes de raiz unitária levando em consideração a possibilidade de uma quebra estrutural. Conforme mostra a Tabela 2, a não-estacionariedade das séries é confirmada em praticamente todos os casos, com exceção do modelo com mudança no intercepto para  $x$ , em que a hipótese de raiz unitária é rejeitada. Todavia, dado que o modelo mais geral, que permite mudanças também na inclinação da série, não rejeita a hipótese de raiz unitária, é razoável supor que se trate de uma série não-estacionária.



**GRÁFICO 2**  
**Evolução das taxas de câmbio real, importações mundiais**  
**e taxa de utilização da capacidade — em logaritmos**

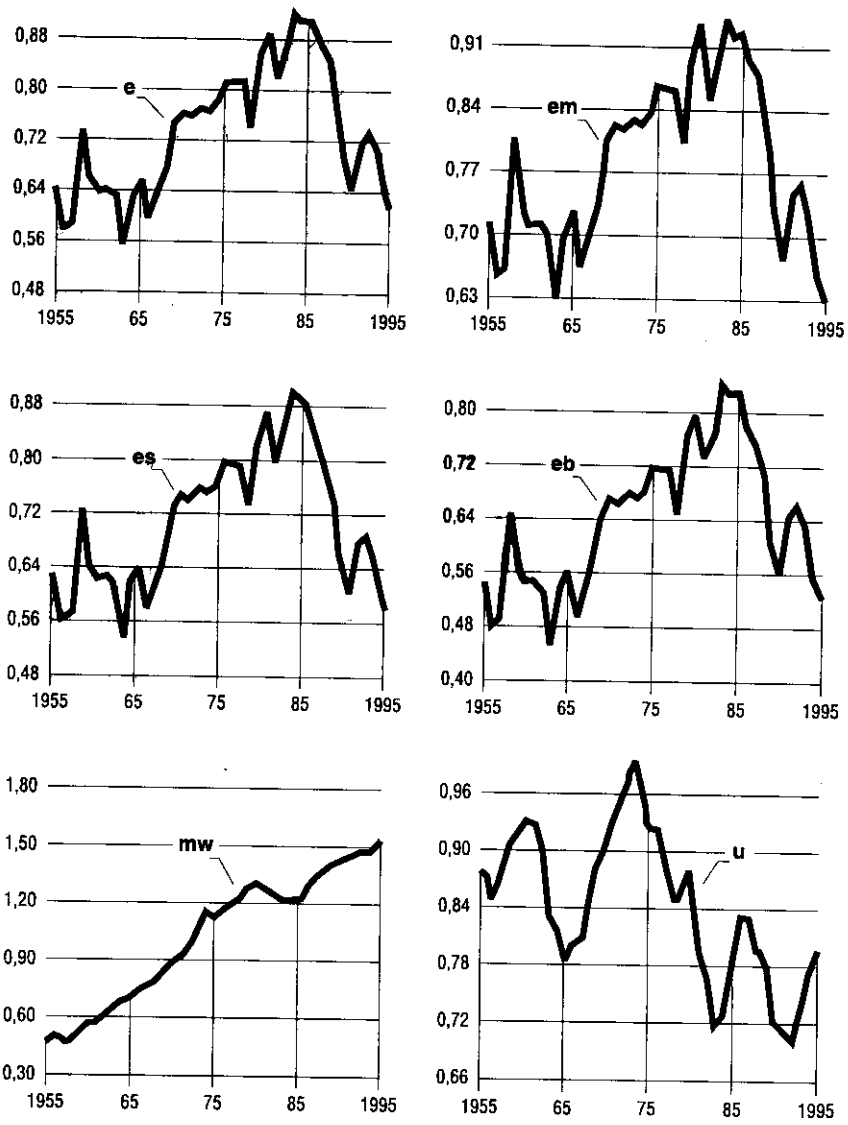




TABELA 1  
*Testes de raiz unitária — 1960/95*

Variável	ADF (c)		ADF (c, t)	
<i>x</i>	-1,1803	(4)	-2,4263	(4)
<i>xm</i>	-2,9613*	(3)	0,17107	(2)
<i>xs</i>	-0,12405	(2)	-2,4900	(2)
<i>xb</i>	-1,9084	(4)	-2,3104	(4)
<i>e</i>	-1,2411	(0)	-0,68886	(0)
<i>em</i>	-1,1270	(0)	-0,70659	(0)
<i>es</i>	-1,1469	(0)	-0,66608	(0)
<i>eb</i>	-1,3689	(0)	-0,80267	(0)
<i>mw</i>	-0,87142	(1)	-2,1225	(1)
<i>u</i>	-2,2159	(1)	-2,5951	(1)

OBS.: ADF(c) e ADF(c,t) representam, respectivamente, os resultados dos testes com constante e com constante e tendência. O número entre parênteses após cada estatística indica a ordem de defasagens do teste, escolhida de acordo com a estratégia sugerida em Doornik e Hendry (1994). Os valores críticos baseiam-se em MacKinnon (1991).

\* Indica significância ao nível de 5%.

TABELA 2  
*Testes de raiz unitária na presença de uma quebra estrutural — 1959/95*

Variável	Modelo 1: mudança no intercepto				Modelo 2: mudança no intercepto e inclinação			
	$t_{\alpha}$		$t_{ \alpha }$		$t_{\alpha}$		$t_{ \alpha }$	
<i>x</i>	-5,2099 <sup>+</sup>	(3)	-5,8806 <sup>**</sup>	(2)	-4,6850	(2)	-0,4066	(3)
<i>xm</i>	-1,2449	(2)	-1,2692	(2)	-3,0753	(2)	-4,2753	(3)
<i>xs</i>	-3,8057	(3)	-4,5172	(2)	-4,4697	(2)	-1,9430	(3)
<i>xb</i>	-3,5469	(3)	0,2470	(2)	-4,8332	(2)	-4,5594	(3)
<i>e</i>	-3,2269	(3)	-2,6751	(2)	-1,2382	(2)	-2,9260	(0)
<i>em</i>	-3,0781	(3)	-2,7674	(2)	-2,3982	(0)	-2,9397	(0)
<i>es</i>	-3,0600	(3)	-2,6186	(2)	-2,3948	(0)	-2,9077	(0)
<i>eb</i>	-3,2944	(3)	-2,5985	(2)	-1,3960	(2)	-2,9930	(0)
<i>mw</i>	-4,3775	(3)	-5,1534 <sup>+</sup>	(1)	-4,7638	(1)	-1,7204	(2)
<i>u</i>	-4,7351	(3)	-5,6337 <sup>*</sup>	(2)	-5,0268	(2)	-2,5240	(3)

OBS.: Os testes referem-se aos modelos de *outlier* inovativo com mudança só no intercepto ou no intercepto e inclinação, com a data de quebra e o número de defasagens escolhidos endogenamente [ver Perron (1997)].  $t_{\alpha}$ ,  $t_{|\alpha|}$  e  $t_{|\beta|}$  mostram, respectivamente, os resultados dos testes para os seguintes métodos de seleção da data de quebra: a) minimização da estatística-t para testar se o coeficiente da variável defasada em nível é igual a 1; b) maximização do valor absoluto da estatística-t da *dummy* de nível; e c) maximização do valor absoluto da estatística-t da *dummy* de inclinação. O número entre parênteses após cada estatística indica a ordem de defasagens do teste, escolhida de acordo com os níveis de significância da última defasagem. Os valores críticos baseiam-se em Perron (1997); \*\* indica significância ao nível de 1%; \* indica significância ao nível de 5%; e <sup>+</sup> indica significância ao nível de 10%.

### 3.2 - Exportações totais

A análise das exportações totais parte de um modelo VAR com três defasagens das variáveis  $x$ ,  $e$ ,  $mw$ . A inspeção dos gráficos dessas séries evidencia com clareza a presença de uma tendência linear, de modo que a constante entra irrestrita no modelo. Levando em consideração o critério de informação de Schwarz, bem como testes F para exclusão de variáveis e testes de autocorrelação serial dos resíduos, o modelo é reduzido para um VAR de ordem 1, a partir do qual é realizada a análise de co-integração. Os resultados apresentados na Tabela 3 sugerem a existência de um vetor de co-integração: enquanto o teste do maior autovalor rejeita a hipótese de não-co-integração ao nível de 5%, o teste do traço é significativo a 10% ao ser utilizada a correção para pequenas amostras sugerida por Reimers (1991), e marginalmente significativo a 5% sem tal correção.<sup>6</sup>

A relação de longo prazo correspondente ao primeiro autovetor, normalizado para  $x$ , parece comprovar a importância do nível de renda mundial e da taxa de câmbio real enquanto determinantes do nível de exportações totais: um aumento de 10% nas importações mundiais deve corresponder, no longo prazo, a um aumento de 9% nas exportações brasileiras, ao passo que uma desvalorização real do câmbio em 10% deve produzir uma elevação de 6% no nível de exportações.

Os coeficientes de ajustamento estimados mostram que tal vetor de co-integração afeta de forma substancial apenas a equação  $x$  — apontando, portanto, para a exogeneidade fraca de  $e$  e  $mw$  com relação aos parâmetros de longo prazo. Com efeito, conforme mostra a Tabela 4, a hipótese de que os coeficientes de ajustamento das equações  $e$  e  $mw$  são nulos não pode ser rejeitada pelo teste da razão de verossimilhança (LR), o que permite considerar  $e$  e  $mw$  variáveis exógenas fracas. Isso significa que é possível estimar a relação de longo prazo considerando apenas o modelo condicional das exportações totais, sem perda de eficiência do ponto de vista assintótico. Mesmo em uma amostra relativamente pequena como esta, a estimação do modelo condicional apresenta resultados muito próximos à estimação do sistema por FIML,<sup>7</sup> de modo que parece justificável restringir a análise ao modelo condicional. A principal vantagem desse procedimento reside no fato de que se torna desnecessário modelar explicitamente os processos marginais geradores de  $e$  e  $mw$ .<sup>8</sup>

<sup>6</sup> Os valores críticos para a análise de co-integração são extraídos de Osterwald-Lenum (1992); nas tabelas são indicados os valores críticos correspondentes ao nível de 95% de confiança.

<sup>7</sup> O vetor de co-integração da Tabela 4, que é equivalente à solução de longo prazo obtida a partir de uma ADL (1,1) para as exportações, é praticamente idêntico ao vetor de co-integração da Tabela 3.

<sup>8</sup> Essa vantagem é particularmente relevante no caso de  $mw$ , cuja equação apresenta indicações de ARCH e autocorrelação serial nos resíduos.

TABELA 3

Análise de co-integração por FIML para as exportações totais — 1956/95

$H_0:$ posto = $p$	Testes do maior autovalor			Testes do traço		
	$-T \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \log(1 - \gamma)$	95%	$-T \Sigma \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \log(1 - \gamma)$	95%
$p = 0$	23,54*	21,77*	21,0	29,57*	27,35*	29,7
$p \leq 1$	6,029	5,577	14,1	6,031	5,579	15,4
$p \geq 2$	0,001889	0,001747	3,8	0,001889	0,001747	3,8

Vetor de co-integração (normalizado)		
$x$	$mw$	$e$
1,000	-0,9316	-0,6120

Vetor de ajustamento (normalizado)		
$x$	$mw$	$e$
-0,4104	-0,02277	-0,04749

	AR1-1F(1, 35)	NORM $\chi^2$ (2)	ARCH F (1, 34)	HET(6, 29)
$x$	0,29672	1,1112	0,17285	0,62625
$mw$	3,0356*	2,7501	6,1743*	0,78363
$e$	0,0013716	2,1720	0,093708	0,52353

OBS.: Nesta e nas tabelas subsequentes, AR é o teste do multiplicador de Lagrange para autocorrelação serial, NORM é o teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos, ARCH representa o teste de Engle para resíduos ARCH, HET significa o teste de White para heterocedasticidade, FORM é o teste para validade da forma funcional e/ou heterocedasticidade e RESET representa o teste de Ramsey para má especificação [ver Doornik e Hendry (1994)].

\* Indica significância ao nível de 5%.

+ Indica significância ao nível de 10%.

TABELA 4

*Teste de exogeneidade fraca de mw e e para os parâmetros de longo prazo — 1956/95*

Restrições sobre o vetor de ajustamento  $\alpha_1 = (\alpha_{11}, \alpha_{21}, \alpha_{31})'$ :  $\alpha_{21} = 0$  e  $\alpha_{31} = 0$

Vetor de co-integração restrito (normalizado)		
<i>x</i>	<i>mw</i>	<i>e</i>
1,000	-0,9303	-0,6526

Vetor de ajustamento restrito (normalizado)		
<i>x</i>	<i>mw</i>	<i>e</i>
-0,3888	0,0000	0,0000

Teste LR:  $\chi^2_{(= 2)} = 0,263$

Com o objetivo de modelar também a dinâmica de curto prazo, formula-se um ECM para as exportações totais, incluindo como variáveis explicativas as diferenças de *e* e *mw* (apenas no período corrente, para manter a coerência com o VAR de ordem 1) e um termo de correção de erros,  $TCE_{t-1}$ , correspondente ao vetor de co-integração da Tabela 4. É importante notar que, como o modelo VAR não especifica as relações contemporâneas entre as variáveis, a formulação do ECM com as diferenças contemporâneas das variáveis explicativas envolve uma hipótese de identificação implícita.<sup>9</sup> Tendo em vista a não-significância de  $\Delta e_t$  — que sugere a pequena relevância de variações na taxa de câmbio real sobre as exportações no curto prazo —, o modelo final exclui tal variável. Os resultados da estimação do ECM apresentados na Tabela 5 são bastante satisfatórios: os coeficientes estimados são altamente significativos e apresentam os sinais esperados, e o modelo parece ser bem especificado e constante, a julgar pelos testes de diagnóstico, que não indicam qualquer problema, e pelo Gráfico 3, onde os coeficientes estimados parecem estar sempre dentro do intervalo de confiança (a 95%) do período anterior e o teste de Chow com horizonte de previsão decrescente (*break point* Chow) não rejeita a estabilidade do modelo.

<sup>9</sup> Essa observação vale para todos os modelos desenvolvidos ao longo do trabalho.

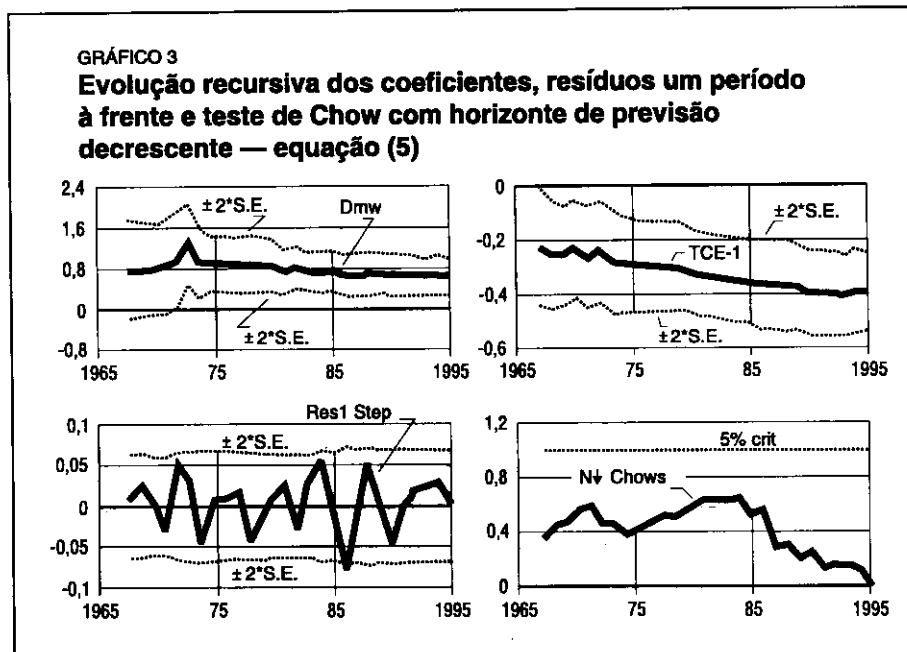
TABELA 5

ECM para as exportações totais — 1956/95

$\Delta X_t = 0,240 + 0,648 \Delta m_{t-1} - 0,388 TCE_{t-1} \quad (5)$		
<small>(SE) (0,045) (0,181) (0,072)</small>		
$R^2 = 0,5423$	$F(2, 37) = 21,921^{**}$	$s = 0,0333$
$DW = 1,98$	$RSS = 0,0411$	$AR\ 1-1F(1, 36) = 0,0304$
$ARCH\ F(1, 35) = 1,0192$	$NORM\ \chi^2(2) = 0,8447$	$HET\ F(4, 32) = 0,4179$
$FORM\ F(5, 31) = 0,3534$	$RESET\ F(1, 36) = 3,0868^+$	

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

+ Indica significância ao nível de 10%.



De acordo com a equação (5), um aumento de 1% na taxa de crescimento das importações mundiais deve produzir, no mesmo período, uma elevação de cerca de 0,6% na taxa de crescimento das exportações totais, e um desvio de 1%, em determinado período, em relação ao equilíbrio de longo prazo de  $x$ ,  $e$  e  $mw$  deve acarretar, no período seguinte, uma variação compensatória na taxa de crescimento das exportações da ordem de 0,4%.

Tendo em vista que a análise parte de um VAR com apenas uma defasagem, as diferenças defasadas de  $x$  não afetam, por construção, as equações de  $\Delta e$ ,  $e$  e  $\Delta mw_t$  no VECM; logo, a aceitação das restrições sobre o vetor de ajustamento parece sugerir que as exportações totais não causam as importações mundiais e/ou a taxa de câmbio real no sentido de Granger. Tal resultado é corroborado pela não-significância de  $x_{t-1}$  nas equações de  $e$  e  $mw$  do VAR. Dada a exogeneidade fraca de  $e$  e  $mw$ , isso implica que tais variáveis devem ser exógenas fortes para os parâmetros de longo prazo e que, portanto, é válido o uso da equação (5) para previsões de  $x$  condicionais em relação a valores futuros de  $e$  e  $mw$ , para dado “regime” gerador dessas variáveis.

É evidente, porém, que os processos geradores das variáveis condicionantes estão sujeitos a mudanças de “regime” — especialmente a taxa de câmbio real, que depende mais fortemente de decisões de política econômica. Caso os parâmetros do modelo condicional não sejam invariantes em relação a tais mudanças, as previsões baseadas no ECM estarão invalidadas. Torna-se necessário, por conseguinte, testar a superexogeneidade das variáveis correntes presentes no ECM — vale dizer,  $mw$ . Numa primeira etapa, procede-se à especificação de um processo marginal auto-regressivo para  $mw$ ; a partir de um modelo AR(4) chega-se, após sucessivas simplificações, a um AR(1). A inclusão de variáveis *dummies* para os anos de 1975 e 1981 faz-se necessária para a obtenção de um modelo bem especificado e constante; logo, a reestimação do ECM condicional com a inclusão dessas *dummies* ou de funções dos resíduos da equação (6a) pode constituir a base de um teste para superexogeneidade, conforme se pode ver na Tabela 6 e no Gráfico 4.

A Tabela 7 mostra que as *dummies* e os resíduos (e quadrados dos resíduos) de (6a) não têm poder explicativo no ECM, sugerindo que os parâmetros da equação são invariantes em relação às mudanças observadas no processo marginal das importações mundiais e que, portanto,  $mw$  é superexógena. Conseqüentemente, essa equação parece fornecer uma base válida para previsões condicionais da evolução futura das exportações totais.

TABELA 6  
Modelo marginal para mw — 1957/95

Modelo sem *dummies*

$$\Delta mw_t = 0,019 + 0,327 \Delta mw_{t-1} \quad (6)$$

(SE) (0,006) (0,159)

$R^2 = 0,1031$	$F(1, 37) = 4,2535^{**}$	$s = 0,0287$
$DW = 1,89$	$RSS = 0,0304$	$AR\ 1-2F(2, 35) = 0,29162$
$ARCH\ F(1, 35) = 1,0849$	$NORM\ \chi^2(2) = 5,9813$	$HET\ F(2, 34) = 4,7087^*$
$FORM\ F(2, 34) = 4,7087^*$	$RESET\ F(1, 36) = 0,92528$	

Modelo com *dummies*

$$\Delta mw_t = 0,018 + 0,514 \Delta mw_{t-1} - 0,087D75 - 0,076D81 \quad (6a)$$

(SE) (0,005) (0,138) (0,025) (0,024)

$R^2 = 0,4458$	$F(3, 35) = 9,3859^{**}$	$s = 0,0231739$
$DW = 2,13$	$RSS = 0,0188$	$AR\ 1-2F(2, 33) = 0,3303$
$ARCH\ F(1, 33) = 0,0331$	$NORM\ \chi^2(2) = 3,8525$	$HET\ F(6, 28) = 0,1589$
$FORM\ F(8, 26) = 0,1660$	$RESET\ F(1, 34) = 0,5863$	

\*\* Indica significância ao nível de 1%.  
\* Indica significância ao nível de 5%.

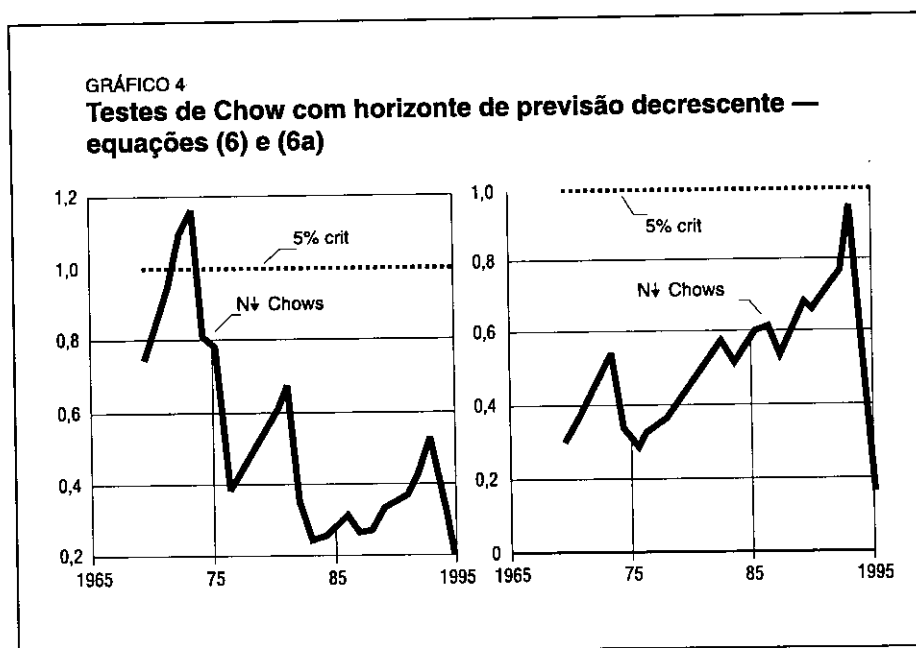


TABELA 7

Testes de superexogeneidade de *mw*ECM condicional com *dummies* da equação (6a) — 1956/95

$$\Delta x_t = 0,235 + 0,675\Delta mw_t - 0,382TCE_{t-1} - 0,006D75 + 0,017D81 \quad (5a)$$

(SE) (0,049) (0,214) (0,076) (0,037) (0,039)

$R^2 = 0,5458$	$F(4, 35) = 10,514^{**}$	$s = 0,0342$
$DW = 1,97$	$RSS = 0,0408$	$AR\ 1-1F(1, 34) = 0,0200$
$ARCH\ F(1, 33) = 0,9083$	$NORM\ \chi^2(2) = 0,8891$	$HET\ F(8, 26) = 0,53102$
$FORM\ F(12, 22) = 0,7896$	$RESET\ F(1, 34) = 2,9467^+$	

ECM condicional com resíduos da equação (6a) — 1957/95

$$\Delta x_t = 0,290 + 0,641\Delta mw_t - 0,480TCE_{t-1} - 0,099\epsilon_{mw} + 8,778\epsilon_{mw}^2 \quad (5b)$$

(SE) (0,049) (0,266) (0,083) (0,370) (7,237)

$R^2 = 0,6000$	$F(4, 34) = 12,738^{**}$	$s = 0,0325$
$DW = 2,09$	$RSS = 0,0358$	$AR\ 1-1F(1, 33) = 0,27699$
$ARCH\ F(1, 32) = 1,03$	$NORM\ \chi^2(2) = 1,7064$	$HET\ F(7, 26) = 0,29138$
$FORM\ F(13, 20) = 0,22422$	$RESET\ F(1, 33) = 1,9401$	

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

+ Indica significância ao nível de 10%.

## 3.3 - Exportações de produtos manufaturados

Para as exportações de manufaturados, o ponto de partida da análise é um VAR com três defasagens para as variáveis *xm*, *em*, *mw* e *u*, uma *dummy* para o período 1955/63 e a constante irrestrita (dada a presença de uma tendência linear, evidenciada pelos gráficos das séries). A inclusão da variável *dummy*, que se revela altamente significativa e produz melhora substancial na especificação do modelo, procura compensar possíveis distorções acarretadas pela mudança, ocorrida em 1964 na base de agregação dos dados de exportação divulgados pelo Banco Central (Bacen). Entretanto, é provável que essa variável também esteja captando efeitos da política de incentivos às exportações, iniciada a partir desse mesmo ano, não retratados pelo índice de incentivos utilizado.



Em contraste com o caso anterior, o critério de Schwarz não parece fornecer argumentos suficientes para a escolha entre os modelos com uma e duas defasagens. De fato, apesar de tal critério sugerir a adoção do VAR com apenas uma defasagem, a exclusão das segundas defasagens gera problemas de autocorrelação serial e é rejeitada pelo teste F a 5%. A dificuldade em identificar o número "ótimo" de defasagens do VAR pode gerar perda de potência do teste para co-integração (no caso de o modelo estar sobreparametrizado) ou levar a vieses e à possibilidade de "co-integração espúria" (no caso da subparametrização); no entanto, parece provável que a escolha de um número excessivo de defasagens tenha conseqüências menos graves do que a decisão oposta, de modo que se opta pelo VAR com duas defasagens.<sup>10</sup> Vale destacar que os resultados obtidos com o modelo com uma defasagem são bastante semelhantes aos descritos a seguir.

A análise de co-integração por FIML apresenta resultados bastante robustos, rejeitando a hipótese nula de não-co-integração ao nível de 1% e indicando a existência de um único vetor de co-integração. A relação de longo prazo estimada sugere elasticidade-preço e elasticidade-renda das exportações de manufaturados substancialmente mais elevadas do que para o total das exportações e um efeito também significativo associado às variações no nível de atividade doméstica (Tabela 8).

Assim como no caso das exportações totais, o vetor de co-integração afeta predominantemente a equação de  $xm$ , e é possível aceitar com folga a exogeneidade fraca de  $mw$ ,  $em$  e  $u$  para os parâmetros de longo prazo (Tabela 9).

Procede-se, então, à especificação do ECM para  $\Delta xm_t$ , com o termo de correção de erros correspondente ao vetor de co-integração da Tabela 9. Cabe observar que o modelo final (Tabela 10) não inclui  $\Delta u_{t-1}$ , pois tal variável não se revela significativa. Os resultados obtidos são satisfatórios, tanto no que tange aos sinais e níveis de significância das variáveis como em relação aos testes de diagnóstico e de estabilidade (Gráfico 5).

A Tabela 11 mostra a não-significância de  $\Delta xm_{t-1}$  nas equações de  $mw$ ,  $em$  e  $u$  no VECM; dada a aceitação das restrições sobre o vetor de ajustamento (Tabela 9), isso sugere que as exportações de manufaturados não causam nenhuma das demais variáveis no sentido de Granger e que, portanto, tais variáveis parecem ser exógenas fortes para os parâmetros de interesse.

---

<sup>10</sup> Gonzalo (1994), por exemplo, sugere que a perda de eficiência associada à sobreparametrização do VAR deve ser menor do que no caso de subparametrização; e Hargreaves (1994) favorece explicitamente a escolha de um número de defasagens maior do que o necessário, em vez de um número pequeno demais, pois só se estaria incorrendo em perda de eficiência, mas não em viés.

TABELA 8

Análise de co-integração por FIML para as exportações de manufaturados — 1957/95

$H_0$ : posto = $p$	Testes do maior autovalor			Testes do traço		
	$-T \log(1-\gamma)$	$-(T-nm) \log(1-\gamma)$	95%	$-T \Sigma \log(1-\gamma)$	$-(T-nm) \Sigma \log(1-\gamma)$	95%
$p=0$	48,45**	38,51**	27,1	77,65**	61,73**	47,2
$p \leq 1$	18,51	14,71	21,0	29,21*	23,22	29,7
$p \leq 2$	10,64	8,461	14,1	10,7	8,505	15,4
$p \leq 3$	0,05484	0,04359	3,8	0,05484	0,04359	3,8

Vetor de co-integração (normalizado)

$xm$	$mw$	$u$	$em$
1,000	-2,002	0,6524	-1,727

Vetor de ajustamento (normalizado)

$xm$	$mw$	$u$	$em$
-0,7605	0,04655	0,06256	0,04569

	AR 1-2F(2, 27)	NORM $\chi^2$ (2)	ARCH F(1, 27)	HET F(16, 12)
$xm$	2,5212*	2,9434	0,18338	0,73143
$mw$	0,34517	14,775**	0,003553	0,50687
$u$	1,6452	7,4439*	0,074652	0,5284
$em$	0,84732	7,3345*	0,0011681	0,7429

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

\* Indica significância ao nível de 5%.

+ Indica significância ao nível de 10%.

TABELA 9

*Teste de exogeneidade fraca de em, mw e u para os parâmetros de longo prazo — 1957/95*

Restrições sobre o vetor de ajustamento  $\alpha_1 = (\alpha_{11}, \alpha_{21}, \alpha_{31}, \alpha_{41})'$ :

$\alpha_{21} = 0; \alpha_{31} = 0; \alpha_{41} = 0$

Vetor de co-integração restrito (normalizado)

<i>xm</i>	<i>mw</i>	<i>u</i>	<i>em</i>
1,000	-1,987	0,6622	-1,714

Vetor de ajustamento restrito (normalizado)

<i>xm</i>	<i>mw</i>	<i>u</i>	<i>em</i>
-0,8162	0,0000	0,0000	0,0000

Teste LR:  $\chi^2 (= 3) = 1,127$

TABELA 10

*ECM para as exportações de manufaturados — 1957/95*

$$\begin{aligned} \Delta xm_t = & -1,206 - 0,583\Delta xm_{t-1} + 1,425\Delta mw_t + 1,55\Delta mw_{t-1} + 0,475\Delta em_t + \\ & (SE) \quad (0,149) \quad (0,133) \quad (0,291) \quad (0,342) \quad (0,138) \\ & + 0,725\Delta em_{t-1} - 0,436\Delta u_t - 0,808TCE_{t-2} - 0,226D55-63 \quad (7) \\ & (0,144) \quad (0,236) \quad (0,098) \quad (0,032) \end{aligned}$$

$R^2 = 0,7860$

$F(8, 30) = 13,773^{**}$

$s = 0,0448461$

$DW = 1,90$

$RSS = 0,0603$

$AR\ 1-2F(2, 28) = 0,6891$

$ARCH\ F(1, 28) = 1,4741$

$NORM\ \chi^2(2) = 3,6486$

$HET\ F(15, 14) = 0,51246$

$RESET\ F(1, 29) = 0,21977$

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

GRÁFICO 5  
 Evolução recursiva dos coeficientes, resíduos um período à frente e testes de Chow com  
 horizonte de previsão decrescente — equação (7)

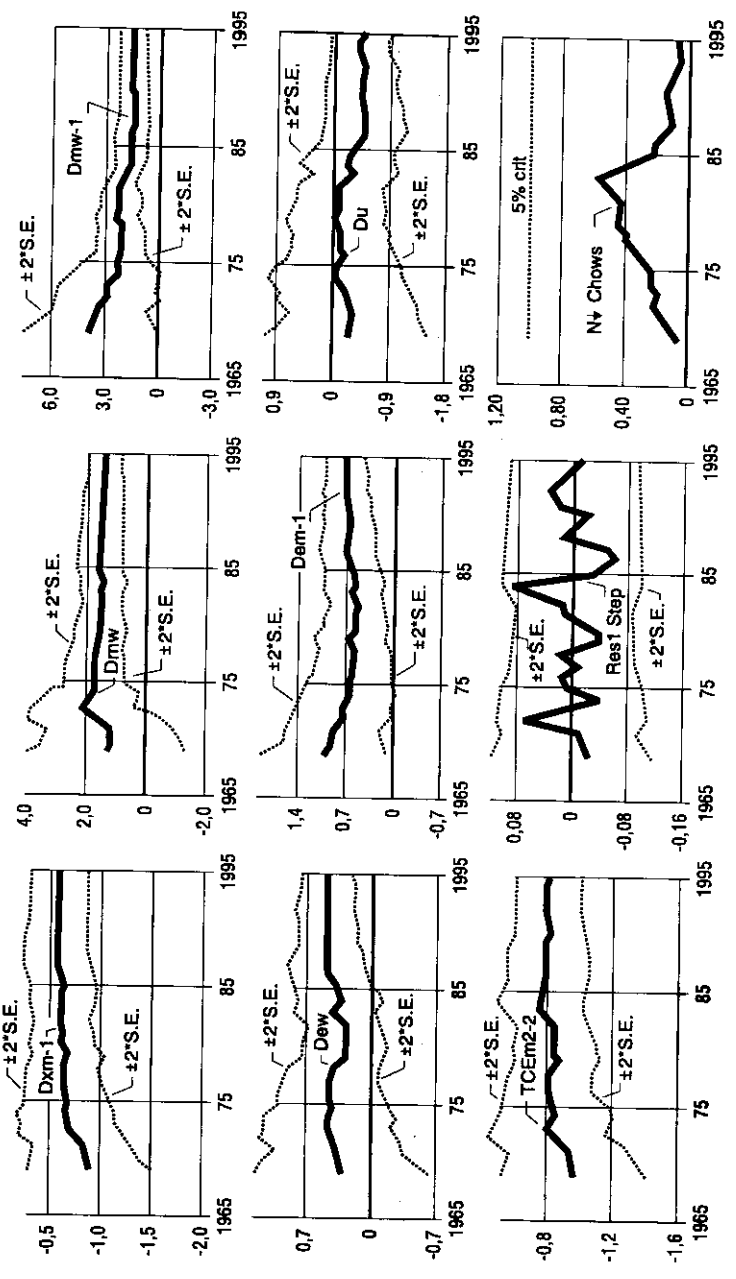


TABELA 11

Testes de não-causalidade de  $xm$  para  $mw$ , em  $e u$  — 1957/95

---

$\Delta mw_t = 0,023 + 0,010\Delta xm_{t-1} + 0,197\Delta mw_{t-1} - 0,094 \Delta em_{t-1} + 0,307\Delta u_{t-1}$					
(SE)	(0,007)	(0,059)	(0,181)	(0,086)	(0,138)
$R^2 = 0,222174$	$F(4, 34) = 2,4279^+$		$s = 0,02786$		
$DW = 2,10$	$RSS = 0,02638$		$AR\ 1-2F(2, 32) = 0,78867$		
$ARCH\ F(1, 32) = 0,08539$	$NORM\ \chi^2(2) = 9,5406^{**}$		$HET\ F(8, 25) = 0,5102$		
$FORM\ F(14, 19) = 0,34189$	$RESET\ F(1, 33) = 0,56526$				
$\Delta em_t = -0,010 - 0,041\Delta xm_{t-1} + 0,399\Delta mw_{t-1} + 0,037\Delta em_{t-1} - 0,405\Delta u_{t-1}$					
(SE)	(0,014)	(0,124)	(0,381)	(0,178)	(0,290)
$R^2 = 0,0681$	$F(4, 34) = 0,62115$		$s = 0,05856$		
$DW = 2,04$	$RSS = 0,11658$		$AR\ 1-2F(2, 32) = 0,48688$		
$ARCH\ F(1, 32) = 0,03411$	$NORM\ \chi^2(2) = 3,1343$		$HET\ F(8, 25) = 0,31711$		
$FORM\ F(14, 19) = 0,75395$	$RESET\ F(1, 33) = 0,07655$				
$\Delta u_t = 0,004 + 0,098\Delta xm_{t-1} - 0,366\Delta mw_{t-1} - 0,024\Delta em_{t-1} + 0,448\Delta u_{t-1}$					
(SE)	(0,008)	(0,072)	(0,218)	(0,103)	(0,166)
$R^2 = 0,2158$	$F(4,34) = 2,3384^+$		$s = 0,03357$		
$DW = 2,05$	$RSS = 0,03831$		$AR\ 1-2F(2, 32) = 0,66078$		
$ARCH\ F(1, 32) = 0,00014$	$NORM\ \chi^2(2) = 8,2744^*$		$HET\ F(8, 25) = 0,20667$		
$FORM\ F(14, 19) = 0,33453$	$RESET\ F(1, 33) = 0,56961$				

---

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

\* Indica significância ao nível de 5%.

+ Indica significância ao nível de 10%.

No que se refere aos testes de superexogeneidade, os resultados parecem confirmar que  $mw$ ,  $u$  e  $em$  são superexógenas para os parâmetros de (7). A Tabela 12 mostra a não-significância das *dummies* e dos resíduos do modelo marginal de  $mw$  (6a) em (7); a Tabela 13 e o Gráfico 6 modelam o processo marginal de  $u$ ; a Tabela 14 revela a não-significância dos resíduos desse modelo em (7);<sup>11</sup> e

11 A variável *dummy* para o ano de 1981, necessária para uma boa especificação do modelo marginal de  $u$  (Gráfico 6), também não se revela significativa ao ser incluída no ECM condicional, conforme evidenciado pelo teste de superexogeneidade de  $mw$ , na Tabela 12.

TABELA 12

## Testes de superexogeneidade de mw — 1957/95

ECM condicional com *dummies* da equação (2a)

$$\Delta xm_t = -1,232 - 0,602\Delta xm_{t-1} + 1,349\Delta mw_t + 1,612\Delta mw_{t-1} + 0,449\Delta em_t +$$

(SE)      (0,161)    (0,141)                    (0,372)                    (0,409)                    (0,150)

$$+ 0,748\Delta em_{t-1} - 0,478\Delta u_t - 0,827TCE_{t-2} - 0,232D_{55-63} - 0,002D_{75} - 0,037D_{81} \quad (7a)$$

(0,153)                    (0,256)                    (0,107)                    (0,035)                    (0,061)                    (0,065)

$R^2 = 0,788564$                      $F(10, 28) = 10,443^{**}$                      $s = 0,046141$   
 $DW = 1,93$                      $RSS = 0,05961$                      $AR\ 1-2F(2, 26) = 0,65117$   
 $ARCH\ F(1, 26) = 1,1783$                      $NORM\ \chi^2(2) = 4,2955$                      $HET\ F(19, 8) = 0,37066$   
 $RESET\ F(1, 27) = 0,39866$

ECM condicional com resíduos da equação (6a)

$$\Delta xm_t = -1,221 - 0,591\Delta xm_{t-1} + 1,562\Delta mw_t + 1,529\Delta mw_{t-1} + 0,459\Delta em_t +$$

(SE)      (0,158)    (0,139)                    (0,505)                    (0,372)                    (0,148)

$$+ 0,742\Delta em_{t-1} - 0,486\Delta u_t - 0,815TCE_{t-2} - 0,230D_{55-63} - 0,162\epsilon_{mw} + 3,478\epsilon_{mw}^2 \quad (7b)$$

(0,153)                    (0,270)                    (0,103)                    (0,035)                    (0,625)                    (11,027)

$R^2 = 0,78740$                      $F(10, 28) = 10,37^{**}$                      $s = 0,0462677$   
 $DW = 1,90$                      $RSS = 0,05994$                      $AR\ 1-2F(2, 26) = 0,7325$   
 $ARCH\ F(1, 26) = 1,0962$                      $NORM\ \chi^2(2) = 4,4326$                      $HET\ F(18, 9) = 0,27467$   
 $RESET\ F(1, 27) = 0,23867$

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

as Tabelas 15 e 16 apresentam, respectivamente, o modelo marginal para *em* e o teste da significância, em (7), dos resíduos desse modelo, os quais também se revelam insignificantes.<sup>12</sup>

12 Deve-se ressaltar que o modelo marginal para *em* é constante mesmo sem a presença das *dummies*, cuja importância reside em garantir uma boa especificação para o modelo (em particular, a normalidade dos resíduos). Por essa razão, o único teste de superexogeneidade relevante refere-se ao teste da significância dos resíduos de (9) em (7).

TABELA 13

Modelo marginal para u — 1957/95

Modelo sem *dummies*

$$\Delta u_t = -0,0002 + 0,369\Delta u_{t-1} \quad (8)$$

(SE) (0,005) (0,153)

$R^2 = 0,1358$	$F(1, 37) = 5,8117^*$	$s = 0,033781$
$DW = 1,97$	$RSS = 0,04222$	$AR\ 1-2F(2, 35) = 2,4645$
$ARCH\ F(1, 35) = 0,49206$	$NORM\ \chi^2(2) = 9,0688^*$	$HET\ F(2, 34) = 0,5147$
$FORM\ F(2, 34) = 0,5147$	$RESET\ F(1, 36) = 0,69743$	

Modelos com *dummies*

$$\Delta u_t = -0,002 + 0,446\Delta u_{t-1} - 0,113D81 \quad (8a)$$

(SE) (0,005) (0,133) (0,030)

$R^2 = 0,3829$	$F(2, 36) = 11,17^{**}$	$s = 0,028938$
$DW = 1,85$	$RSS = 0,03015$	$AR\ 1-2F(2, 34) = 0,81527$
$ARCH\ F(1, 34) = 0,71196$	$NORM\ \chi^2(2) = 5,2958^+$	$HET\ F(4, 31) = 1,3678$
$FORM\ F(5, 30) = 1,0609$	$RESET\ F(1, 35) = 1,4582$	

\*\* Indica significância ao nível de 1%.  
 \* Indica significância ao nível de 5%.  
 + Indica significância ao nível de 10%.

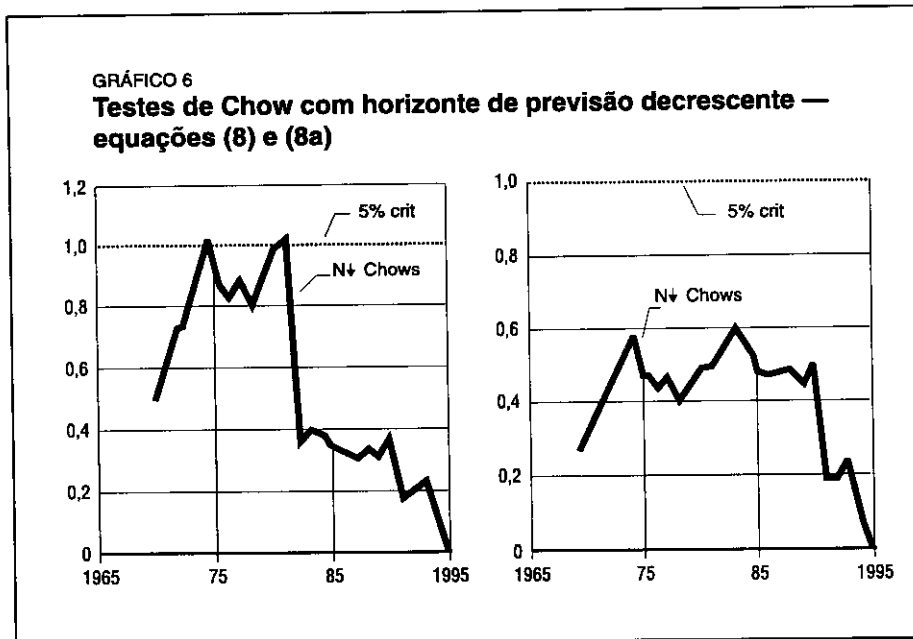


TABELA 14

*Teste de superexogeneidade de u — 1957/95*

ECM condicional com resíduos da equação (8a)

$$\Delta xm_t = -1,229 - 0,583\Delta xm_{t-1} + 1,479\Delta mw_t = 1,585\Delta mw_{t-1} + 0,483\Delta em_t +$$

(SE) (0,170) (0,137) (0,347) (0,358) (0,143)

$$+ 0,734\Delta em_{t-1} - 0,541\Delta u_t - 0,819TCE_{t-2} - 0,226D55-63 - 0,226\epsilon_u + 4,743\epsilon_u^2 \quad (7c)$$

(0,149) (0,459) (0,111) (0,036) (0,584) (9,788)

$R^2 = 0,78835$	$F(10, 28) = 10,429^{**}$	$s = 0,04616$
$DW = 1,90$	$RSS = 0,05967$	$AR\ 1-2F(2, 26) = 0,65947$
$ARCH\ F(1, 26) = 1,5179$	$NORM\ \chi^2(2) = 3,6198$	$HET\ F(18, 9) = 0,33461$
$RESET\ F(1, 27) = 0,24952$		

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

TABELA 15

*Modelo marginal para em — 1958/95*

$$\Delta em_t = -0,008 - 0,238\Delta em_{t-2} + 0,150D58 + 0,114D79 \quad (9)$$

(SE) (0,008) (0,140) (0,030) (0,050)

$R^2 = 0,367201$	$F(3, 34) = 6,5765^{**}$	$s = 0,04823$
$DW = 1,75$	$RSS = 0,07909$	$AR\ 1-2F(2, 32) = 0,2824$
$ARCH\ F(1, 32) = 0,53327$	$NORM\ \chi^2(2) = 0,94426$	$HET\ F(6, 27) = 0,38521$
$FORM\ F(7, 26) = 0,33903$	$RESET\ F(1, 33) = 0,49688$	

\*\* Indica significância ao nível de 1%.



TABELA 16

Teste de superexogeneidade de em — 1957/95

ECM condicional com resíduos da equação (9)

$$\begin{aligned} \Delta x m_t = & -1,184 - 0,580 \Delta x m_{t-1} + 1,406 \Delta m w_t + 1,539 \Delta m w_{t-1} + 0,361 \Delta e m_t + \\ & (SE) \quad (0,163) \quad (0,143) \quad (0,301) \quad (0,354) \quad (0,242) \\ & + 0,714 \Delta e m_{t-1} - 0,445 \Delta u_t - 0,795 T C E_{t-2} - 0,220 D 55-63 - 0,165 \varepsilon_{em} - 0,778 \varepsilon_{em}^2 \quad (7d) \\ & (0,149) \quad (0,245) \quad (0,109) \quad (0,038) \quad (0,301) \quad (3,487) \end{aligned}$$

$R^2 = 0,78874$	$F(10, 28) = 10,454^{**}$	$s = 0,0461218$
$DW = 2,02$	$RSS = 0,05956$	$AR\ 1-2F(2, 26) = 0,72909$
$ARCH\ F(1, 26) = 2,0211$	$NORM\ \chi^2(2) = 3,0684$	$HET\ F(18, 9) = 0,45743$
$RESET\ F(1, 27) = 0,17852$		

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

### 3.4 - Exportações de produtos semimanufaturados

A análise parte de um VAR com três defasagens para as variáveis  $xs$ ,  $es$  e  $mw$ , uma *dummy* para o ano de 1982 (destinada a captar uma variação atípica no valor exportado ocorrida nesse ano) e a constante irrestrita. Ao estimar-se o modelo com apenas duas defasagens, constata-se que a estatística de Schwarz é quase constante, ao passo que o teste F rejeita fortemente (a 1%) a exclusão das defasagens de ordem 3; logo, conclui-se pela manutenção do modelo inicial, com três defasagens.

A existência de um vetor de co-integração pode ser aceita com razoável grau de confiança, conforme mostra a Tabela 17. A relação de longo prazo correspondente sugere que o comportamento das exportações de semimanufaturados depende fortemente da evolução das importações mundiais, ao passo que a taxa de câmbio real parece ter efeitos relativamente pouco significativos.

A hipótese de exogeneidade fraca de  $es$  e  $mw$  em relação aos parâmetros de longo prazo é facilmente aceita pelo teste LR (Tabela 18). Tendo em vista a não-significância de  $\Delta x s_{t-1}$  e  $\Delta x s_{t-2}$  nas equações de  $\Delta es$  e  $\Delta mw$  (Tabela 19), isso sugere também a exogeneidade forte dessas variáveis. Conseqüentemente, é possível o uso de uma única equação não apenas para inferência dos parâmetros

TABELA 17

Análise de co-integração por FIML para as exportações de  
semimanufaturados — 1958/95

$H_0$ : posto = $p$	Testes do maior autovalor			Testes do traço		
	$-T \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \log(1 - \gamma)$	95%	$-T \Sigma \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \Sigma \log(1 - \gamma)$	95%
$p = 0$	29,28**	22,34*	21,0	36,04**	27,5 <sup>+</sup>	29,7
$p \leq 1$	6,722	5,13	14,1	6,759	5,158	15,4
$p \leq 2$	0,03648	0,02784	3,8	0,03648	0,02784	3,8

Vetor de co-integração (normalizado)		
$xs$	$es$	$mw$
1,000	-0,1199	-1,383

Vetor de ajustamento (normalizado)		
$xs$	$es$	$mw$
-0,6126	-0,00388	-0,06305

	AR 1- 2F(2, 25)	NORM $\chi^2$ (2)	ARCH F(1, 25)	HET F(18, 8)
$xs$	0,52603	0,57937	0,075809	0,46684
$es$	0,081938	0,99143	0,12078	0,41954
$mw$	2,0623	2,2984	0,53995	0,32049

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

\* Indica significância ao nível de 5%.

<sup>+</sup> Indica significância ao nível de 10%.

TABELA 18

*Teste de exogeneidade fraca de es e mw para os parâmetros de longo prazo — 1958/95*

Restrições sobre o vetor de ajustamento  $\alpha_1 = (\alpha_{11}, \alpha_{21}, \alpha_{31})'$ :

$\alpha_{21} = 0; \alpha_{31} = 0$

Vetor de co-integração restrito (normalizado)		
<i>xs</i>	<i>es</i>	<i>mw</i>
1,000	-0,1365	-1,392

Vetor de ajustamento restrito (normalizado)		
<i>xs</i>	<i>es</i>	<i>mw</i>
-0,5275	0,0000	0,0000

Teste LR:  $\chi^2$  ( $\approx 2$ ) = 1,0751

de interesse, mas também para previsões condicionais da evolução de *xs* para determinados “regimes” dos processos marginais de *es* e *mw*.

O ECM condicional para  $\Delta x_{s,t}$ , parte, como de hábito, de um número de defasagens compatível com o VAR e incorpora o termo de correção de erros correspondente ao vetor de co-integração restrito. O modelo final, apresentado a seguir, está bem especificado e tem parâmetros constantes (Gráfico 7). O único coeficiente que parece requerer alguma justificativa é o associado a  $\Delta es_{t-2}$ , que possui um sinal negativo, quando um sinal positivo seria intuitivamente mais plausível; possivelmente, esse resultado reflete a ocorrência de algum tipo de “curva J” nas exportações de semimanufaturados (Tabela 20).

Admitindo-se que a única variável corrente no ECM é a diferença das importações mundiais, os únicos testes de superexogeneidade relevantes referem-se a *mw*, cujo processo marginal foi modelado anteriormente — equação (6a) na Tabela 6. Logo, os testes resumem-se em provar a significância de funções dos resíduos de (6a) e das *dummies* para os anos de 1975 e 1981 no ECM, conforme feito no caso das exportações totais. A Tabela 21 demonstra a não-significância dessas variáveis, indicando a superexogeneidade de *mw*.

TABELA 19

*Testes de não-causalidade de xs para mw e es — 1958/95*

$$\Delta mw_t = 0,02 - 0,04\Delta xs_{t-1} + 0,06\Delta xs_{t-2} + 0,42\Delta mw_{t-1} - 0,21\Delta mw_{t-2} -$$

(SE) (0,008) (0,069) (0,065) (0,211) (0,221)

$$- 0,04\Delta es_{t-1} - 0,03\Delta es_{t-2}$$

(0,09) (0,09)

Teste de Wald (restrições zero aos coeficientes de  $\Delta xs_{t-1}$  e  $\Delta xs_{t-2}$ ):  $F(2, 31) = 0,59992$

$R^2 = 0,15941$	$F(4, 34) = 0,97981$	$s = 0,03033$
$DW = 1,95$	$RSS = 0,02851$	$AR\ 1-2F(2, 29) = 0,57703$
$ARCH\ F(1, 29) = 3,2949^+$	$NORM\ \chi^2(2) = 3,1456$	$HET\ F(12, 18) = 1,4097$
$FORM\ F(27, 3) = 0,36044$	$RESET\ F(1, 30) = 0,0468$	

$$\Delta es_t = 0,01 + 0,001\Delta xs_{t-1} - 0,18\Delta xs_{t-2} + 0,13\Delta mw_{t-1} + 0,01\Delta mw_{t-2} -$$

(SE) (0,014) (0,129) (0,122) (0,394) (0,412)

$$- 0,03\Delta es_{t-1} - 0,28\Delta es_{t-2}$$

(0,169) (0,169)

Teste de Wald (restrições zero aos coeficientes de  $\Delta xs_{t-1}$  e  $\Delta xs_{t-2}$ ):  $F(2, 31) = 1,0562$

$R^2 = 0,18759$	$F(6, 31) = 1,193$	$s = 0,05671$
$DW = 1,63$	$RSS = 0,09971$	$AR\ 1-2F(2, 29) = 1,7011$
$ARCH\ F(1, 29) = 0,48443$	$NORM\ \chi^2(2) = 0,45638$	$HET\ F(12, 18) = 1,4146$
$FORM\ F(27, 3) = 0,32139$	$RESET\ F(1, 30) = 0,07105$	

<sup>+</sup> Indica significância ao nível de 10%.

**GRÁFICO 7**  
**Evolução recursiva dos coeficientes, resíduos um período à frente e testes de Chow com**  
**horizonte de previsão decrescente — equação (10)**

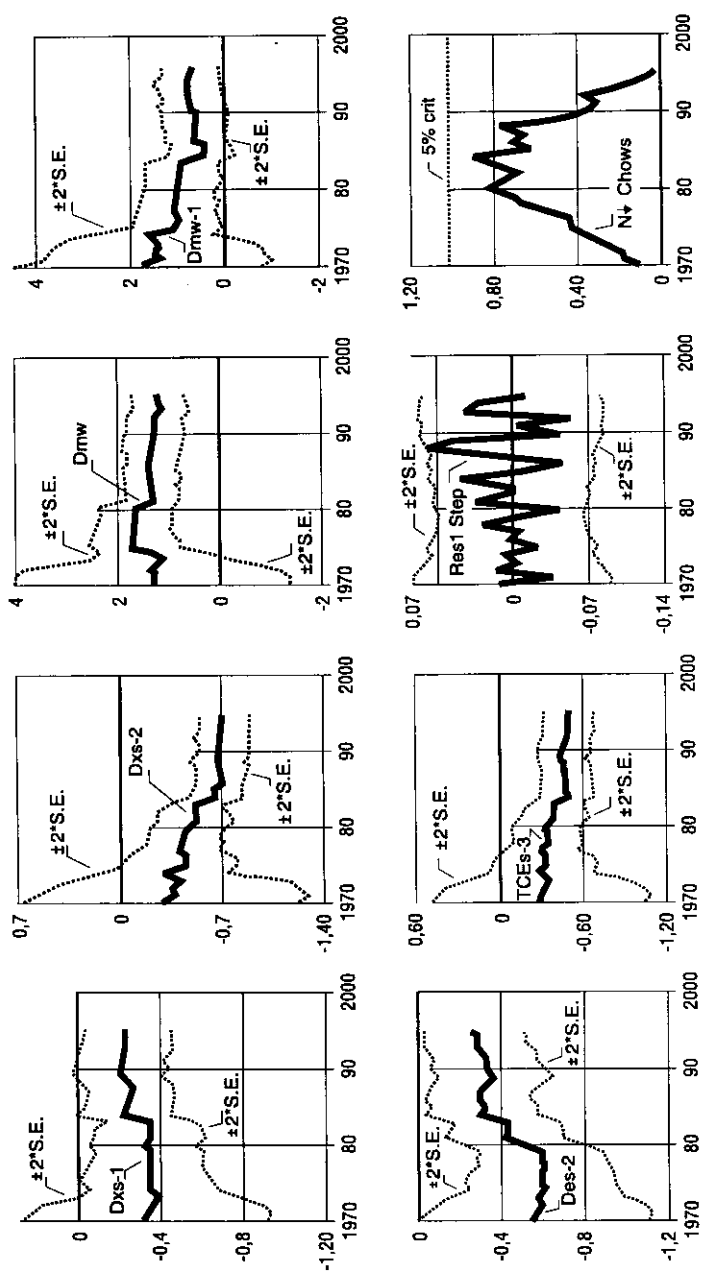


TABELA 20

ECM para as exportações de semimanufaturados — 1958/95

---

$\Delta xs_t = -0,230 - 0,220\Delta xs_{t-1} - 0,665\Delta xs_{t-2} + 1,194\Delta mw_t + 0,665\Delta mw_{t-1} -$	
(SE) (0,043) (0,100) (0,086) (0,254) (0,307)	
$- 0,275\Delta es_{t-2} - 0,497TCE_{t-3} - 0,130D82$	(10)
(0,121) (0,088) (0,048)	
$R^2 = 0,8160$	$F(7, 30) = 19,009^{**}$
$DW = 2,47$	$RSS = 0,0512$
$ARCH F(1, 28) = 0,0230$	$NORM \chi^2(2) = 0,8509$
$RESET F(1, 29) = 1,7363$	$s = 0,04131$
	$AR 1-2F(2, 28) = 1,239$
	$HET F(14, 15) = 0,5064$

---

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

TABELA 21

Testes de superexogeneidade de mw

ECM condicional com dummies da equação (6a) — 1958/95

---

$\Delta xs_t = -0,233 - 0,219\Delta xs_{t-1} - 0,652\Delta xs_{t-2} + 1,103\Delta mw_t + 0,776\Delta mw_{t-1} -$	
(SE) (0,044) (0,103) (0,090) (0,353) (0,369)	
$- 0,281\Delta es_{t-2} - 0,503TCE_{t-3} - 0,129D82 - 0,04D75 + 0,01D81$	(10a)
(0,133) (0,091) (0,050) (0,057) (0,055)	
$R^2 = 0,8204$	$F(9, 28) = 14,206^{**}$
$DW = 2,37$	$RSS = 0,0500$
$ARCH F(1, 26) = 0,1533$	$NORM \chi^2(2) = 1,0334$
$RESET F(1, 27) = 2,3782$	$s = 0,0423$
	$AR 1-2F(2, 26) = 0,7811$
	$HET F(18, 9) = 0,7985$

ECM condicional com resíduos da equação (6a) — 1958/95

---

$\Delta xs_t = -0,254 - 0,261\Delta xs_{t-1} - 0,666\Delta xs_{t-2} + 1,302\Delta mw_t + 0,710\Delta mw_{t-1} -$	
(SE) (0,051) (0,112) (0,090) (0,415) (0,348)	
$- 0,256\Delta es_{t-2} - 0,533TCE_{t-3} - 0,138D82 - 0,160\varepsilon_{mw} + 7,928\varepsilon_{mw}^2$	(10b)
(0,129) (0,099) (0,050) (0,571) (10,197)	
$R^2 = 0,8211$	$F(9, 28) = 14,285^{**}$
$DW = 2,44$	$RSS = 0,0498$
$ARCH F(1, 26) = 0,0002$	$NORM \chi^2(2) = 0,68011$
$RESET F(1, 27) = 1,7021$	$s = 0,0421578$
	$AR 1-2F(2, 26) = 1,1215$
	$HET F(17, 10) = 0,56437$

---

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

### 3.5 - Exportações de produtos básicos

A análise parte de um VAR com três defasagens para as variáveis *xb*, *eb* e *mw*, a constante irrestrita e *dummies* para os anos de 1962, 1986 e 1972/73. A inclusão das variáveis *dummies* reflete a dificuldade de modelar adequadamente o comportamento das exportações de produtos básicos, devido às mudanças bruscas de preços e quantidades que freqüentemente caracterizam os mercados envolvidos. O processo de redução do modelo conduz a um VAR com apenas uma defasagem, a partir do qual é realizada a análise de co-integração reproduzida na Tabela 22.

TABELA 22

*Análise de co-integração por FIML para as exportações de básicos — 1956/95*

$H_0:$ posto = $p$	Testes do maior autovalor			Testes do traço		
	$-T \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \log(1 - \gamma)$	95%	$-T \Sigma \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \Sigma \log(1 - \gamma)$	95%
$p = 0$	21,96*	20,31*	21,0	25,78	23,84	29,7
$p \leq 1$	3,783	3,499	14,1	3,821	3,534	15,4
$p \leq 2$	0,03796	0,03511	3,8	0,03796	0,03511	3,8
Vetor de co-integração (normalizado)						
	<i>xb</i>	<i>mw</i>		<i>eb</i>		
	1,000	-0,2716		-0,9120		
Vetor de ajustamento (normalizado)						
	<i>xb</i>	<i>mw</i>		<i>eb</i>		
	-0,2927	0,06177		0,1758		
	AR 1- 2F(2, 31)	NORM $\chi^2$ (2)	ARCH F(1, 31)	HET F(6, 26)		
<i>xb</i>	1,382	1,7277	1,3533	1,1535		
<i>mw</i>	0,60018	4,0842	1,2303	0,52233		
<i>eb</i>	2,5674*	0,4294	0,049768	0,66055		

\* Indica significância ao nível de 5%.

+ Indica significância ao nível de 10%.

Os resultados são substancialmente menos robustos do que nos casos anteriores: o teste do maior autovalor rejeita a hipótese de não-co-integração aos níveis de 10% e 5% — com e sem a correção de Reimers (1991), respectivamente —, mas as estatísticas do teste do traço são significativas apenas a 20%. Apesar disso, opta-se por aceitar a existência de uma relação de longo prazo estacionária entre as variáveis analisadas. Vale ressaltar que a significância do termo de correção de erros, no ECM estimado adiante, parece justificar tal procedimento; ainda assim, os resultados a seguir, baseados na existência de um vetor de co-integração, devem ser interpretados com cautela.

O vetor de co-integração estimado indica uma alta elasticidade de longo prazo das exportações de básicos em relação à taxa de câmbio real e uma elasticidade relativamente pequena no que se refere às importações mundiais. De acordo com o vetor de ajustamento da Tabela 22, o vetor de co-integração afeta predominantemente a equação de  $xb$ , mas também parece acarretar efeito significativo nas outras equações — principalmente  $eb$  —, o que pode resultar em perda de eficiência ao restringir a análise ao modelo condicional de  $xb$ . Cabe notar, porém, que o teste para exogeneidade fraca das variáveis  $eb$  e  $mw$  não rejeita a hipótese nula (Tabela 23), de modo que parece possível considerar tais variáveis exógenas fracas.<sup>13</sup>

O modelo de correção de erros estimado para as exportações de básicos parece bem especificado, havendo apenas alguma indicação de processo ARCH nos resíduos (Tabela 24). O Gráfico 8 mostra a constância dos parâmetros do modelo.

Assim como no caso das exportações totais, as diferenças defasadas de  $xb$  não aparecem nas equações de  $eb$  e  $mw$  no VECM, e  $xb_{t-1}$  não se revela significativa nas equações marginais do VAR, sugerindo a não-causalidade no sentido de Granger de  $xb$  para  $eb$  e  $mw$  e, conseqüentemente, a exogeneidade forte de  $eb$  e  $mw$ . É, analogamente ao ocorrido para as exportações totais e de semimanufaturados, os testes de superexogeneidade se resumem aos testes da significância de  $D75$  e  $D81$  e dos resíduos da equação (6a) no ECM condicional. Os resultados apresentados na Tabela 25 mais adiante parecem confirmar a superexogeneidade de  $mw$ .

---

13 É importante ressaltar que testes individuais das restrições  $\alpha_{21} = 0$  e  $\alpha_{31} = 0$  também não rejeitam a hipótese nula, corroborando essa conclusão.



TABELA 23

Teste de exogeneidade fraca de  $eb$  e  $mw$  para os parâmetros de longo prazo — 1956/95

Restrições sobre o vetor de ajustamento  $\alpha_1 = (\alpha_{11}, \alpha_{21}, \alpha_{31})'$ :

$\alpha_{21} = 0; \alpha_{31} = 0$

Vetor de co-integração restrito (normalizado)		
$xb$	$mw$	$eb$
1,000	-0,2806	-0,7747

Vetor de ajustamento restrito (normalizado)		
$xb$	$mw$	$eb$
-0,3485	0,0000	0,0000

Teste LR:  $\chi^2 (\approx 2) = 3,3663$

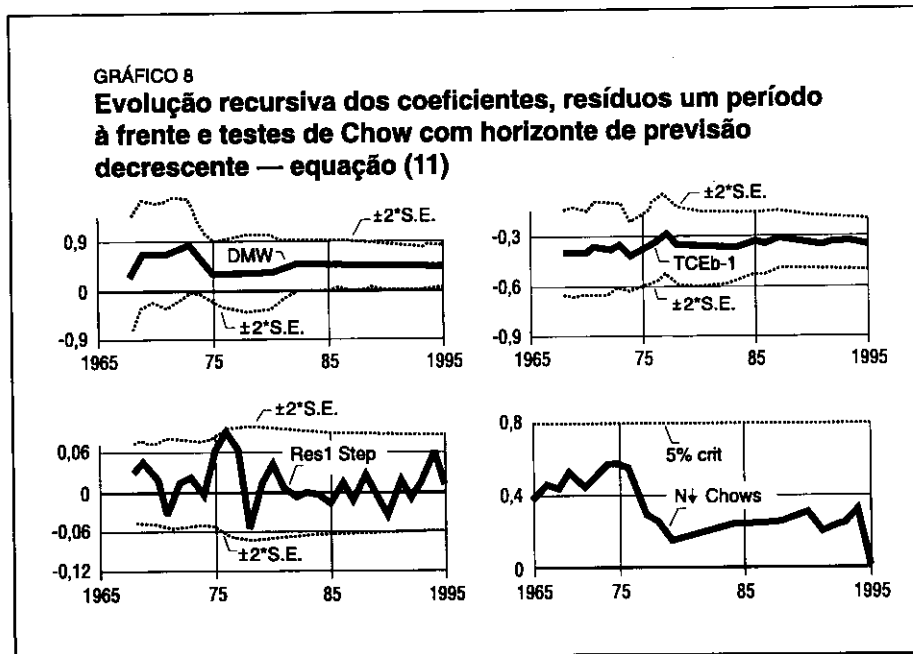


TABELA 24

## ECM para as exportações de básicos — 1956/95

---

$\Delta x b_t = 0,330 + 0,435 \Delta m w_t - 0,346 T C E_{t-1} - 0,063 D 62 + 0,090 D 72-73 - 0,102 D 86 \quad (11)$						
(SE)	(0,073)	(0,186)	(0,076)	(0,032)	(0,025)	(0,033)
$R^2 = 0,6296$	$F(5, 34) = 11,557^{**}$		$s = 0,0318$			
$DW = 1,80$	$RSS = 0,0344$		$AR\ 1-2F(2, 32) = 1,1562$			
$ARCH\ F(1, 32) = 3,8021^+$	$NORM\ \chi^2(2) = 1,2676$		$HET\ F(9, 24) = 1,254$			
$FORM\ F(13, 20) = 1,121$	$RESET\ F(1, 33) = 0,5633$					

---

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

+ Indica significância ao nível de 10%.

TABELA 25

## Testes de superexogeneidade de mw

ECM condicional com *dummies* da equação (6a) — 1956/95

$\Delta x b_t = 0,349 + 0,542 \Delta m w_t - 0,370 \Delta T C E_{t-1} - 0,061 D 62 + 0,087 D 72-73 -$						
(SE)	(0,074)	(0,215)	(0,078)	(0,032)	(0,025)	
			- 0,105 D 86 + 0,050 D 75 + 0,009 D 81			
			(0,033)	(0,035)	(0,036)	(11a)
$R^2 = 0,6519$	$F(7, 32) = 8,5602^{**}$		$s = 0,0318$			
$DW = 1,94$	$RSS = 0,0324$		$AR\ 1-2F(2, 30) = 2,1008$			
$ARCH\ F(1,30) = 1,9472$	$NORM\ \chi^2(2) = 2,3155$		$HET\ F(13, 18) = 0,6773$			
$RESET\ F(1, 27) = 1,0006$						

ECM condicional com resíduos da equação (6a) — 1956/95

$\Delta x b_t = 0,356 + 0,189 \Delta m w_t - 0,368 T C E_{t-1} - 0,057 D 62 + 0,082 D 72-73 -$						
(SE)	(0,075)	(0,262)	(0,078)	(0,032)	(0,026)	
			- 0,117 D 86 + 0,561 $\epsilon_{mw}$ + 4,139 $\epsilon_{mw}^2$			
			(0,036)	(0,384)	(7,368)	(11b)
$R^2 = 0,6644$	$F(7, 31) = 8,7683^{**}$		$s = 0,0317206$			
$DW = 1,92$	$RSS = 0,03119$		$AR\ 1-2F(2, 29) = 0,75505$			
$ARCH\ F(1, 29) = 4,9031^*$	$NORM\ \chi^2(2) = 0,87442$		$HET\ F(12, 18) = 1,0353$			
$RESET\ F(1, 30) = 1,3903$						

---

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

\* Indica significância ao nível de 5%.

## 4 - Equações de importação

### 4.1 - Descrição das variáveis utilizadas

A especificação de equações de importação adotada neste trabalho não difere das utilizadas na maioria dos trabalhos já publicados sobre o assunto no Brasil [ver Dib (1985), Zini Jr. (1988), Fachada (1990), Portugal (1992), Zagury (1994) e Pastore e Pinotti (1996)]. As variáveis condicionantes das importações são basicamente duas: nível de atividade e preços relativos. Utilizam-se o Produto Interno Bruto como *proxy* para a primeira variável e a taxa de câmbio real para a segunda.

A série de PIB, cujo logaritmo é indicado por  $y$ , é extraída das Contas Nacionais. O valor das importações FOB, fornecido pelo Boletim Mensal do Banco Central, é deflacionado pelo IPA dos Estados Unidos. A notação segue a seguinte regra: para as importações totais, o log do valor é indicado por  $m$ ; para as demais categorias, por  $mbk$ ,  $mbi$  e  $mbc$ , para bens de capital, para bens intermediários exclusivos petróleo e para bens de consumo, respectivamente. As taxas de câmbio real utilizadas correspondem ao produto da taxa de câmbio nominal, do índice de tarifa legal e do IPA norte-americano, dividido pelo IPA doméstico.

Para o período 1960/80, as séries de taxa de câmbio nominal incluem custos de depósitos compulsórios e ágios de leilões de câmbio.<sup>14</sup> Para os demais anos da amostra, utiliza-se a taxa de câmbio das importações do International Financial Statistics (IFS), do FMI. Os índices de tarifa legal são construídos a partir de diversas fontes; uma explicação detalhada do procedimento adotado encontra-se no Apêndice. A notação do logaritmo do câmbio é dada por  $e$ , para o total das importações, e por  $ebk$ ,  $ebi$  e  $ebc$ , para as categorias de uso (Gráficos 9 e 10).

Os resultados dos testes ADF encontram-se na Tabela 26. Em todos os casos, não se consegue rejeitar, independentemente da especificação do teste, a hipótese de raiz unitária. Resultados semelhantes são obtidos por intermédio dos testes de raiz unitária na presença de uma quebra estrutural, apresentados na Tabela 27 mais adiante. Os testes ADF na primeira diferença das séries (não reportados) rejeitam a hipótese nula de raiz unitária, mostrando que todas as variáveis são  $I(1)$ .

---

14 A série é o índice do custo do dólar de Abreu e Horta (1982).

GRÁFICO 9  
**Evolução das taxas de  
 câmbio real por  
 categoria de uso e  
 PIB — em logaritmo**

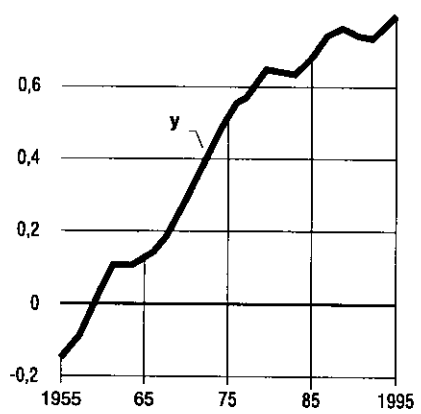
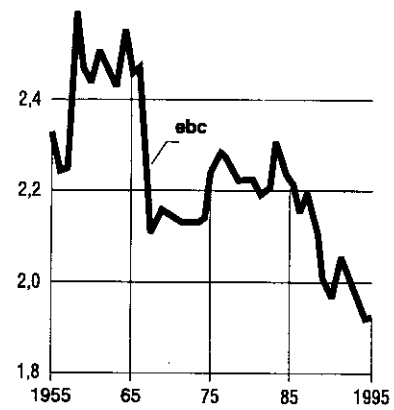
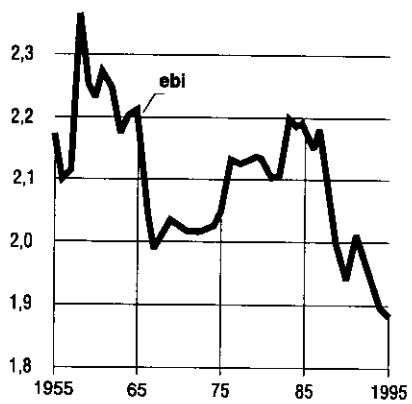
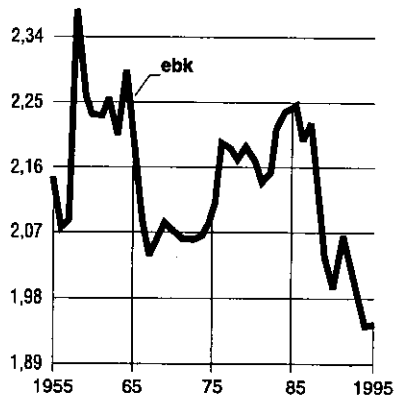
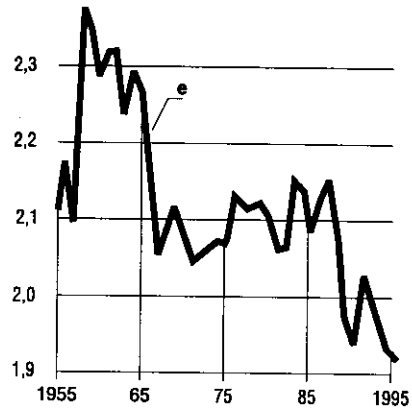


GRÁFICO 10  
Evolução das importações totais e por categoria de uso —  
em logaritmo

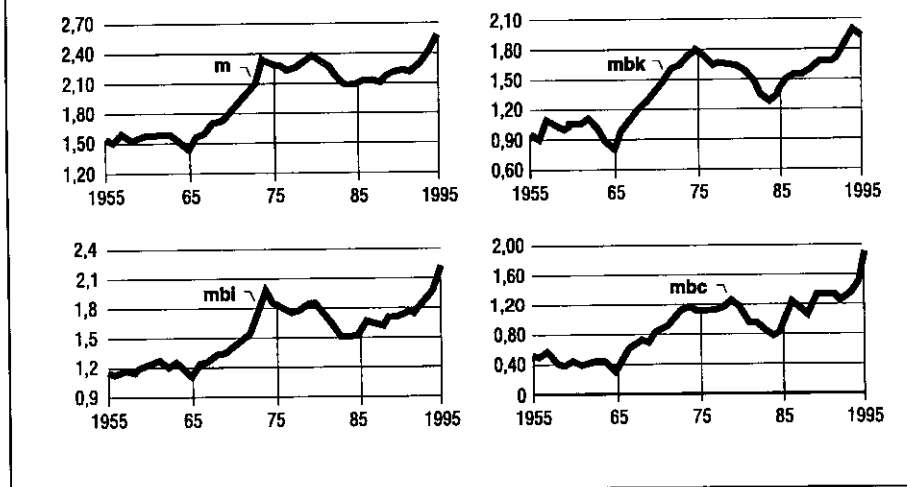


TABELA 26

Testes de raiz unitária — 1956/95

Variável	ADF (c)		ADF (c,t)	
y	-1,6370	(1)	-0,89590	(1)
e	-0,86685	(2)	-1,6494	(2)
m	-0,65959	(1)	-1,8357	(1)
ebk	-1,2782	(0)	-1,5861	(0)
mbk	-1,6161	(1)	-2,3390	(1)
mbi	-0,17842	(0)	-1,2564	(0)
ebi	-1,2412	(0)	-1,5734	(0)
mbc	-0,063117	(0)	-1,5966	(0)
ebc	-1,3653	(0)	-2,3665	(0)

OBS.: ADF(c) e ADF(c,t) mostram, respectivamente, os resultados dos testes com constante e com constante e tendência. O número entre parênteses após cada estatística indica a ordem de defasagens do teste, escolhida de acordo com a estratégia sugerida em Doornik e Hendry (1994). Os valores críticos baseiam-se em MacKinnon (1991).

TABELA 27

*Testes de raiz unitária na presença de uma quebra estrutural — 1959/95*

Variável	Modelo 1: mudança no intercepto				Modelo 2: mudança no intercepto e inclinação			
	$t_{\alpha}$		$t_{\theta}$		$t_{\alpha}$		$t_{\gamma}$	
<i>m</i>	-2,9248	(3)	-2,7294	(0)	-2,6421	(1)	-1,9388	(2)
<i>mbk</i>	-3,4213	(3)	-3,2494	(1)	-3,0181	(1)	-1,8549	(2)
<i>mbi</i>	-3,0358	(3)	-2,9626	(0)	-1,5344	(0)	-0,8209	(0)
<i>mbc</i>	-2,7359	(0)	-2,7359	(0)	-3,1418	(0)	-2,0454	(1)
<i>e</i>	-2,5937	(3)	-3,9367	(0)	-3,3801	(0)	-0,3954	(3)
<i>ebk</i>	-2,8211	(3)	-3,2026	(0)	-2,8038	(0)	-2,9399	(1)
<i>ebi</i>	-2,9506	(3)	-3,4502	(0)	-2,5470	(0)	-2,6255	(1)
<i>ebc</i>	-2,8583	(3)	-3,6812	(0)	-3,3881	(0)	-0,9561	(2)
<i>y</i>	-1,5735	(0)	-2,2222	(0)	-2,2685	(1)	-3,1671	(3)

OBS.: Os testes referem-se aos modelos de "outlier inovativo" com mudança só no intercepto ou no intercepto e inclinação, com a data de quebra e o número de defasagens escolhidos endógenamente [ver Perron (1997)].  $t_{\alpha}$ ,  $t_{\theta}$  e  $t_{\gamma}$  mostram, respectivamente, os resultados dos testes para os seguintes métodos de seleção da data de quebra: a) minimização da estatística-t para testar se o coeficiente da variável defasada em nível é igual a 1; b) maximização do valor absoluto da estatística-t da *dummy* de nível; e c) maximização do valor absoluto da estatística-t da *dummy* de inclinação. O número entre parênteses após cada estatística indica a ordem de defasagens do teste, escolhida de acordo com os níveis de significância da última defasagem. Os valores críticos baseiam-se em Perron (1997).

## 4.2 - Importações totais

Os testes de co-integração mostram que o posto de co-integração é igual a 2 (Tabela 28). Note-se que o procedimento de Johansen não identifica os vetores de co-integração, mas a base do espaço desses vetores. Assim, quando a dimensão do espaço é maior ou igual a 2, qualquer combinação linear desses vetores é também um vetor estacionário. Nesses casos, a identificação dos parâmetros de longo prazo requer a imposição de restrições sugeridas, em geral, pela teoria econômica sobre a matriz  $\beta$  [ver Johansen e Juselius (1994)]. No presente caso, supõe-se que os coeficientes estimados correspondam efetivamente aos parâmetros de interesse. Trata-se de uma solução pouco rigorosa do ponto de vista estatístico pois equivale a aceitar um resultado possível, mas que não foi devidamente testado, mas que parece consistente com a teoria econômica e com

TABELA 28

Análise de co-integração por FIML para as importações totais — 1956/95

$H_0:$ posto = $p$	Testes do maior autovalor			Testes do traço		
	$-T \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \log(1 - \gamma)$	95%	$-T \Sigma \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \Sigma \log(1 - \gamma)$	95%
$p = 0$	30,4**	28,12**	21,0	49,9**	46,16**	29,7
$p \leq 1$	15,71*	14,53*	14,1	19,5*	18,03*	15,4
$p \leq 2$	3,789	3,505	3,8	3,789	3,505	3,8

Vetores de co-integração $\beta'$ (normalizados)		
$m$	$e$	$y$
1,000	3,342	-0,4552
-1,027	1,000	1,813

Vetores de ajustamento $\alpha$ (normalizados)		
$m$	$e$	$y$
-0,08220	-0,05961	0,00194
0,01700	-0,1355	-0,0322

	AR 1-2 F(2, 32)	NORM $\chi^2$ (2)	ARCH 1 F(1, 32)	HET
$m$	1,1337	1,18	2,0846	0,33022
$y$	2,4166	2,1426	0,06274	0,26171
$e$	2,3049	9,5868**	1,1502	2,7993*

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

\* Indica significância ao nível de 5%.

os resultados das estimações desagregadas apresentadas nas seções seguintes.<sup>15</sup> De qualquer modo, devido a tal procedimento, os resultados a seguir devem ser aceitos com ressalvas.

Dada a existência de dois vetores estacionários, o teste de exogeneidade fraca de  $y$  e  $e$  envolve restrições sobre os coeficientes de ajustamento de ambos os vetores de co-integração. Se for possível interpretar um dos vetores de co-integração como uma equação de demanda de importação e admitir a hipótese de que somente tal vetor é significativo no modelo condicional, então é condição suficiente para a exogeneidade fraca de  $y$  e  $e$  que esse vetor seja estatisticamente não-significativo em suas respectivas equações. O procedimento aqui adotado consiste em testar essas duas hipóteses simultaneamente, isto é, a hipótese nula é de que o segundo vetor de co-integração é não-significativo na equação das importações e que o primeiro (a demanda de importações) é não-significativo nas equações de  $y$  e  $e$ . Esta hipótese pode ser representada por meio de restrições sobre as células da matriz  $\alpha$  (Tabela 29).

Uma vez que não se pode rejeitar a hipótese de exogeneidade fraca de  $y$  e de  $e$  para os parâmetros de longo prazo da “demanda” de importações, é possível conduzir eficientemente a estimação e teste de hipótese analisando-se somente o modelo condicional e ignorando-se a informação contida nos processos marginais. Analogamente ao modelo das exportações totais, dado que a análise parte de um VAR de ordem 1, o VECM possui somente termos em diferenças contemporâneas, por construção; por isso, os testes de exogeneidade fraca, para todas as categorias de importação, são um indício de exogeneidade forte, na medida em que está garantida a não-causalidade no sentido de Granger de  $m$  sobre  $y$  e de  $e$ . A não-significância dos termos  $m$  defasados nas equações de  $y$  e de  $e$  no VAR, em todos os casos, reforça tal hipótese.

O modelo a seguir é o modelo condicional, a partir do qual se pode fazer previsões sobre o valor das importações totais. As variáveis  $D74$  e  $D95$  admitem o valor 1 em 1974 e 1995, respectivamente, e 0 caso contrário. É notável o alto grau de significância estatística dos coeficientes. Em particular, o coeficiente de ajustamento no modelo condicional é igual ao obtido através da abordagem de máxima verossimilhança, sob a restrição de exogeneidade fraca. Os testes de diagnóstico indicam a adequação do modelo em termos de forma funcional, de normalidade e de homocedasticidade dos resíduos e, além disso, os testes de Chow com horizonte de previsão decrescente apontam para a estabilidade dos parâmetros do modelo condicional. Para corrigir eventuais distorções quando da

---

15 Os parâmetros do primeiro vetor de co-integração obtidos sob a hipótese de exogeneidade fraca do PIB e do câmbio apontam para uma relação de longo prazo plausível do ponto de vista teórico e revelam-se bastante semelhantes aos estimados para as equações de importação desagregadas, onde os coeficientes do PIB variam entre -0,72 e -0,94 e do câmbio entre 1,64 e 2,41 (ver Subseções 4.3 a 4.5 a seguir).



TABELA 29

Testes de exogeneidade fraca de  $y$  e  $e$  e para os parâmetros de longo prazo — 1956/95

Restrição sobre os vetores de ajustamento  $\alpha_1 = (\alpha_{11}, \alpha_{21}, \alpha_{31})'$  e  $\alpha_2 = (\alpha_{12}, \alpha_{22}, \alpha_{32})'$ :

$$\alpha_{21} = \alpha_{31} = \alpha_{12} = 0$$

Vetores de co-integração  $\beta'$  restritos (normalizados)

$m$	$e$	$y$
1,000	2,231	-0,7257
-0,4403	1,000	0,9327

Vetores de ajustamento  $\alpha$  restritos (normalizados)

$m$	$e$	$y$
-0,1532	0,000	0,000
0,0000	-0,2683	-0,05216

Teste LR:  $\chi^2 (\approx 1) = 1,3434 [0,2464]$

estimação da relação de longo prazo, tentou-se incluir as variáveis explicativas em nível no modelo, mas tais variáveis mostraram-se altamente não-significativas (Tabela 30 e Gráfico 11).

Os resultados descritos a seguir mostram que o PIB parece ser superexógeno para os parâmetros da demanda de importações. As variáveis *dummies* introduzidas no modelo marginal não-constante — equação (13) — geram um modelo constante — equação (13a). Essas *dummies* são não-significativas no modelo condicional, como se pode ver na equação (12a). Nas equações (12b) e (12c), testa-se a significância dos resíduos da equação (13a) e de funções destes. O câmbio real, por sua vez, pode ser representado por um processo estocástico sem quebras estruturais, tal como a equação (14) — não-normal. Na equação (12d), introduzem-se os resíduos e o quadrado dos resíduos do modelo marginal do câmbio; a estatística-F sugere a não-rejeição da restrição zero, o que é um indicio de superexogeneidade do câmbio (Tabelas 31, 32, 33 e 34 e Gráfico 12).

**GRÁFICO 11**  
**Evolução recursiva dos coeficientes,**  
**resíduos um período à frente e**  
**testes de Chow com horizonte de**  
**previsão decrescente — equação (12)**

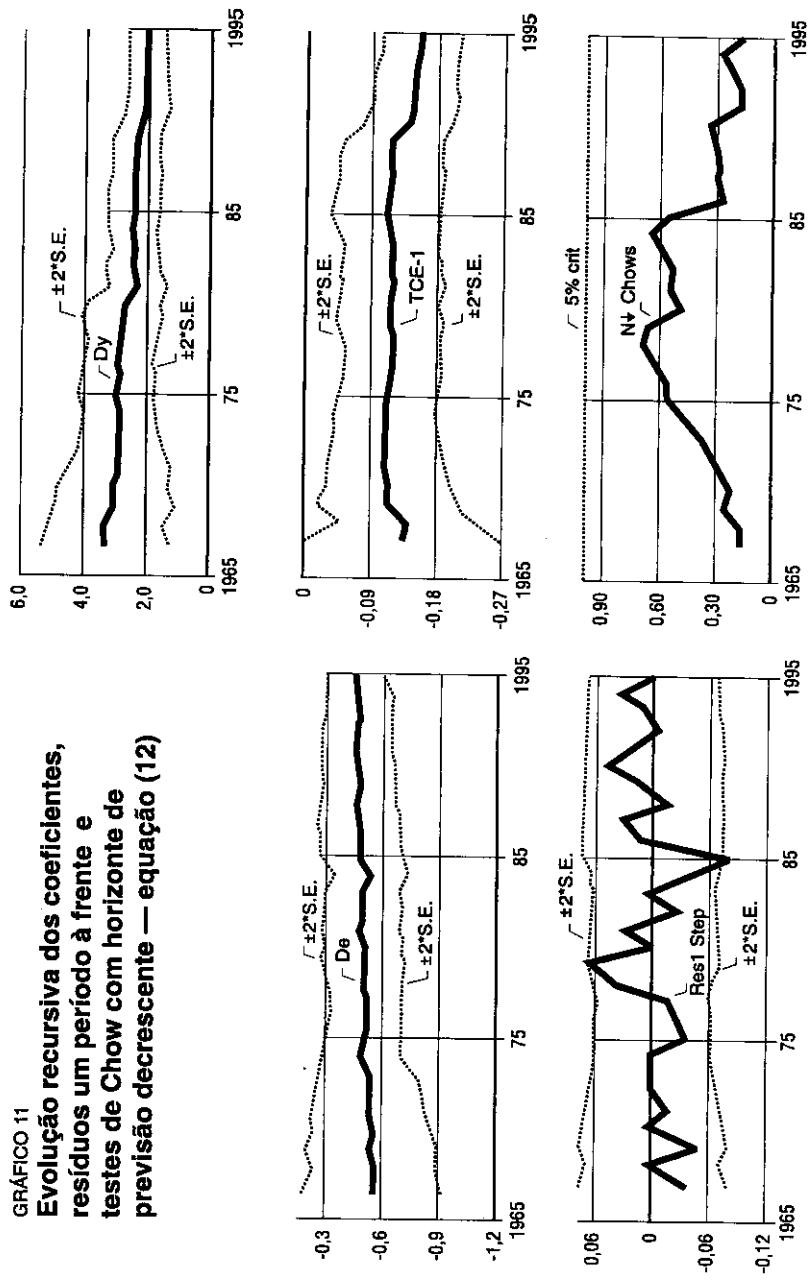


TABELA 30

ECM para as importações totais — 1956/95

---

$\Delta m_t = 0,95 + 2,03\Delta y_t - 0,45\Delta e_t - 0,15TCE_{t-1} + 0,20D74 + 0,11D95$ (12)		
(SE)	(0,17)	(0,31)
(0,08)	(0,03)	(0,03)
(0,04)		
$R^2 = 0,807486$	$F(5, 33) = 27,683$	$s = 0,0343476$
$DW = 1,69$	$RSS = 0,03893197247$	$AR\ 1-2F(2, 31) = 0,42007$
$ARCH\ 1\ F(1, 31) = 0,70781$	$NORM\ \chi^2(2) = 1,8567$	$HET\ F(10, 22) = 0,51173$
$FORM\ F(13, 19) = 0,42327$	$RESET\ F(1, 32) = 0,022237$	

---

TABELA 31

Modelo marginal para y — 1956/95

---

<b>Modelo sem dummies</b>		
$\Delta y_t = 0,01 + 0,51\Delta y_{t-1}$ (13)		
(SE)	(0,00)	(0,14)
$R^2 = 0,263567$	$F(1, 37) = 13,242^{**}$	$s = 0,0162882$
$DW = 2,15$	$RSS = 0,00981635894$	$AR\ 1-2F(2, 35) = 2,1713$
$ARCH\ 1\ F(1, 35) = 0,50006$	$NORM\ \chi^2(2) = 10,308^{**}$	$HET\ F(2, 34) = 0,18182$
$FORM\ F(2, 34) = 0,18182$	$RESET\ F(1, 36) = 0,23109$	
<b>Modelo com dummies</b>		
$\Delta y_t = 0,02 + 0,48\Delta y_{t-1} + 0,06D81 + 0,03D83 + 0,02D88-90$ (13a)		
(SE)	(0,00)	(0,11)
(0,01)	(0,01)	(0,01)
$R^2 = 0,632268$	$F(4, 34) = 14,615^{**}$	$s = 0,012007$
$DW = 2,00$	$RSS = 0,004901717355$	$AR\ 1-2F(2, 32) = 0,042022$
$ARCH\ 1\ F(1, 32) = 0,73955$	$NORM\ \chi^2(2) = 0,9078$	$HET\ F(7, 26) = 1,6178$
$FORM\ F(8, 25) = 1,6876$	$RESET\ F(1, 33) = 1,1784$	

---

\*\* Indica significância ao nível da 1%.

TABELA 32

Testes de superexogeneidade de  $y$  — 1956/95ECM condicional com *dummies* da equação (7)

$$\Delta m_t = 0,96 + 2,17\Delta y_t - 0,44\Delta e_t - 0,16TCE_{t-1} + 0,20D74 + 0,11D95 - 0,03D81 +$$

(SE) (0,18) (0,41) (0,09) (0,03) (0,04) (0,04) (0,04)

$$+ 0,00D83 - 0,01D88-90 \quad (12a)$$

(0,04) (0,03)

$R^2 = 0,812094$                        $F(8, 30) = 16,207^{**}$                        $s = 0,0355903$   
 $DW = 1,69$                                $RSS = 0,03800$                        $AR\ 1-2F(2, 28) = 0,52092$   
 $ARCH\ 1\ F(1, 28) = 0,50427$                $NORM\ \chi^2(2) = 1,76$                        $HET\ F(15, 14) = 0,24824$   
 $RESET\ F(1, 29) = 0,059063$

ECM condicional com resíduos da equação (7)

$$\Delta m_t = 0,96 + 2,08\Delta y_t - 0,45\Delta e_t - 0,16TCE_{t-1} + 0,20D74 + 0,11D95 -$$

(SE) (0,18) (0,41) (0,09) (0,03) (0,04) (0,04)

$$- 0,11u + 0,45u^2 \quad (12b)$$

(0,71) (3,71)

$R^2 = 0,807802$                        $F(7, 31) = 18,613^{**}$                        $s = 0,0354091$   
 $DW = 1,71$                                $RSS = 0,03886$                        $AR\ 1-2F(2, 29) = 0,34936$   
 $ARCH\ 1\ F(1, 29) = 0,64282$                $NORM\ \chi^2(2) = 1,7636$                        $HET\ F(13, 17) = 0,36971$   
 $RESET\ F(1, 30) = 0,03569$

Teste de Wald (restrições zero aos coeficientes de  $u$  e  $u^2$ ):  $F(2, 31) = 0,025511 [0,9748]$ ECM condicional com resíduos e média móvel ( $ma$ ) dos resíduos da equação (7)

$$\Delta m_t = 1,05 + 2,08\Delta y_t - 0,49\Delta e_t - 0,17TCE_{t-1} + 0,20D74 + 0,09D95 -$$

(SE) (0,21) (0,42) (0,12) (0,03) (0,04) (0,04)

$$- 0,36u - 0,26ma \quad (12c)$$

(0,75) (0,31)

$R^2 = 0,807383$                        $F(7, 29) = 17,365$                        $s = 0,0359542$   
 $DW = 1,71$                                $RSS = 0,0374883$                        $AR\ 1-2F(2, 27) = 0,37089$   
 $ARCH\ 1\ F(1, 27) = 0,3953$                $NORM\ \chi^2(2) = 1,558$                        $HET\ F(14, 14) = 0,28959$   
 $RESET\ F(1, 28) = 0,041008$

Teste de Wald (restrições zero aos coeficientes de  $u$  e  $ma$ ):  $F(2, 29) = 0,3653 [0,6971]$ 

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

TABELA 33

*Modelo marginal para e — 1957/95*


---

$\Delta e_t = -0,01 - 0,32\Delta e_{t-2}$ (14)		
	(SE)	(0,01) (0,11)
$R^2 = 0,208442$	$F(1, 35) = 9,2166^{**}$	$s = 0,0456596$
$DW = 1,77$	$RSS = 0,07296802698$	$AR\ 1-2F(2, 33) = 0,85406$
$ARCH\ 1\ F(1, 33) = 0,03562$	$NORM\ \chi^2(2) = 1,0673$	$HET\ F(2, 32) = 0,074244$
$FORM\ F(2, 32) = 0,074244$	$RESET\ F(1, 34) = 1,0435$	

---

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

TABELA 34

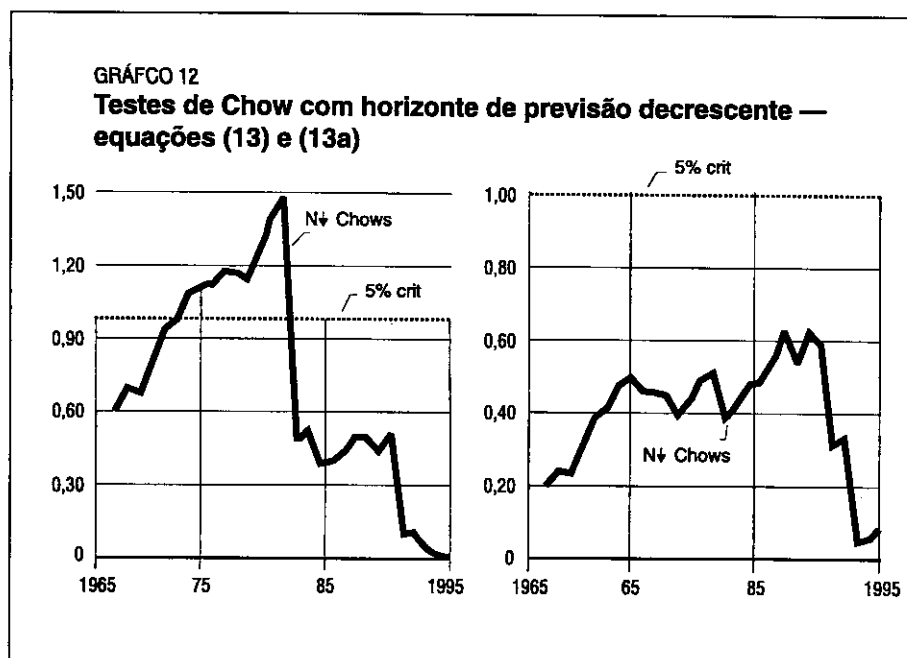
*Testes de superexogeneidade de e — 1957/95*

ECM condicional com resíduos e resíduos ao quadrado da equação (14)

$\Delta m_t = 0,96 + 1,97\Delta y_t - 0,49\Delta e_t - 0,16TCE_{t-1} + 0,20D74 + 0,11D95 -$		
	(SE)	(0,19) (0,34) (0,28) (0,03) (0,04) (0,04)
$- 0,00eres - 0,94eres^2$ (12d)		
	(0,31)	(2,19)
$R^2 = 0,80377$	$F(7, 29) = 16,969^{**}$	$s = 0,0362898$
$DW = 1,77$	$RSS = 0,03819161849$	$AR\ 1-2F(2, 28) = 0,2105$
$ARCH\ 1\ F(1, 27) = 0,48162$	$NORM\ \chi^2(2) = 2,0415$	$HET\ F(13, 15) = 0,44768$
$RESET\ F(1, 28) = 0,019319$		

---

\*\* Indica significância ao nível de 1%.



### 4.3 - Importações de bens de capital

Ao contrário do resultado obtido para o total das importações, o teste de Johansen para co-integração indica a existência de apenas um vetor de co-integração. Nesse caso, o teste de exogeneidade fraca resume-se em mostrar a significância dos coeficientes de ajustamento das equações de *ebk* e *y* (Tabela 35).

A estatística do teste de exogeneidade fraca de *ebk* e de *y* para os parâmetros da “demanda” de importações, apresentada na Tabela 36, demonstra que não se pode rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes de ajustamento são zero para as respectivas equações. Testam-se as restrições zero separada e conjuntamente, mas reporta-se apenas o último caso.

O ECM para a importação de bens de capital revela-se um modelo muito bem ajustado, que passa em todos os testes de diagnóstico e tem coeficientes estimados altamente significativos — equação (15). Como na subseção anterior, o coeficiente de ajustamento é quase igual ao estimador de máxima verossimilhança, sob a hipótese de exogeneidade fraca de *ebk* e *y*, o que sugere um resultado robusto. O ECM possui uma quebra estrutural em 1995, segundo os testes de Chow de previsão um período à frente e de previsão com período decrescente.

TABELA 35

Análise de co-integração por FIML para as importações de bens de capital — 1956/95

$H_0$ : posto = $p$	Testes do maior autovalor			Testes do traço		
	$-T \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \log(1 - \gamma)$	95%	$-T \Sigma \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \Sigma \log(1 - \gamma)$	95%
$p = 0$	31,03**	28,7**	21,0	45,65**	42,23**	29,7
$p \leq 1$	12,93	11,96	14,1	14,62	13,52	15,4
$p \leq 2$	1,686	1,56	3,8	1,686	1,56	3,8

Vetor de co-integração $\beta'$ (normalizado)		
<i>mbk</i>	<i>ebk</i>	<i>y</i>
1,000	2,226	-0,9741

Vetor de ajustamento $\alpha$ (normalizado)		
<i>mbk</i>	<i>ebk</i>	<i>y</i>
-0,1890	-0,01868	0,02295

	AR 1-2 F(2, 34)	NORM $\chi^2$ (2)	ARCH 1 F(1, 32)	HET
<i>mbk</i>	1,2525	1,9853	1,1725	0,39211
<i>ebk</i>	0,98605	12,51**	0,05	1,8114
<i>y</i>	2,1303	1,3922	0,19323	0,69

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

TABELA 36

Teste de exogeneidade fraca de  $y$  e  $ebk$  — 1956/95Restrição sobre o vetor de ajustamento  $\alpha_1 = (\alpha_{11}, \alpha_{21}, \alpha_{31})'$ : $\alpha_{21} = \alpha_{31} = 0$ 

Vetor de co-integração restrito $\beta'$ (normalizado)		
<i>mbk</i>	<i>ebk</i>	<i>y</i>
1,000	2,402	-0,8902

Vetor de ajustamento restrito $\alpha$ (normalizado)		
<i>mbk</i>	<i>ebk</i>	<i>y</i>
-0,2626	0,0000	0,0000

Teste LR:  $\chi^2$  (= 2) = 2,8674 [0,2384]

A introdução de uma variável *dummy*, que admite o valor 1 em 1995 e zero caso contrário elimina tal quebra (Tabela 37 e Gráfico 13).

O modelo marginal do PIB, como já foi discutido, passa em todos os testes de diagnóstico, mas é não-constante — equação (13). As *dummies* adicionadas a esse modelo, para torná-lo constante, são testadas no modelo condicional. Elas não são significativas, o que mostra que as classes de intervenção que provocaram quebras estruturais na dinâmica do PIB são não-significativas na dinâmica das importações de bens de capital. Logo, o PIB parece ser superexógeno em relação aos parâmetros da demanda de importações, para as classes de intervenção consideradas (Tabela 38).

A equação (16) é o modelo do câmbio, que também passa nos testes de diagnóstico e é não-constante. Os resíduos dessa equação e as funções desses resíduos, testados na equação (15c), são não-significativos. Portanto, há indícios de que o câmbio é superexógeno para outras classes de intervenção, representadas pelos resíduos do modelo marginal (Tabelas 39 e 40).

TABELA 37

*ECM para a importação de bens de capital — 1956/95*

---

$\Delta mbk_t = 1,64 + 2,82\Delta y_t - 0,56\Delta ebk_t - 0,27TCE_{t-1} - 0,14D95 \quad (15)$		
(SE)	(0,25) (0,47)	(0,12) (0,04) (0,05)
R <sup>2</sup> = 0,701709	F(4, 34) = 19,996**	s = 0,0513729
DW = 1,66	RSS = 0,0897320	AR 1-2F(2, 32) = 0,51168
ARCH 1 F(1, 32) = 1,4161	NORM $\chi^2$ (2) = 0,087443	HET F(8, 25) = 1,8301
FORM F(11, 22) = 1,2924	RESET F(1, 33) = 0,15114	

---

\*\* Indica significância ao nível de 1%.



**GRÁFICO 13**  
**Evolução recursiva dos coeficientes,**  
**resíduos um período à frente e**  
**testes de Chow com horizonte de**  
**previsão decrescente — equação (15)**

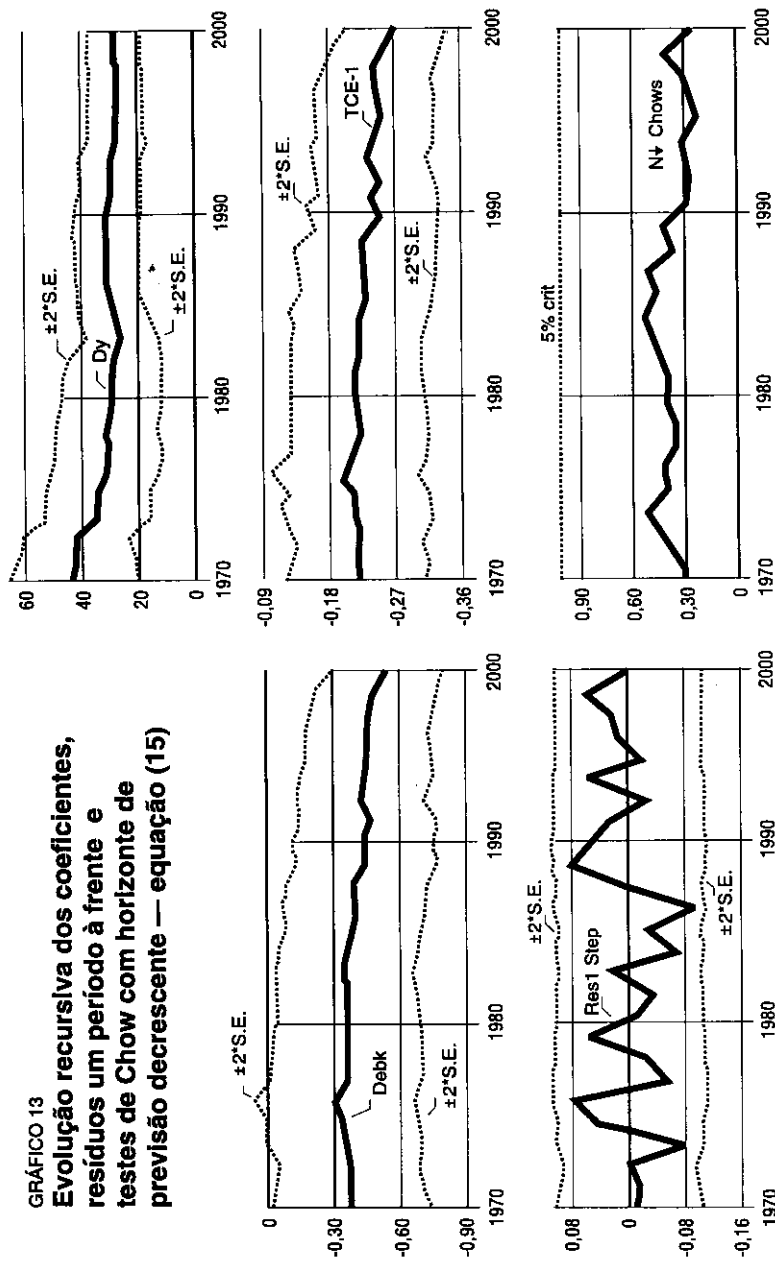


TABELA 38

*Testes de superexogeneidade de y — 1956/95*ECM condicional com *dummies* da equação (13a)

$$\Delta mbk_t = 1,66 + 2,86\Delta y_t - 0,54\Delta ebk_t - 0,28TCE_{t-1} - 0,14D95 - 0,03D81 + \\ (SE) \quad (0,26) \quad (0,63) \quad (0,13) \quad (0,04) \quad (0,05) \quad (0,06) \\ + 0,03D83 - 0,01D88-90 \quad (15a) \\ (0,06) \quad (0,04)$$

$R^2 = 0,709371$   $F(7, 31) = 10,809^{**}$   $s = 0,0531059$   
 $DW = 1,72$   $RSS = 0,08742736533$   $AR\ 1-2F(2, 29) = 0,41575$   
 $ARCH\ 1\ F(1, 29) = 2,3546$   $NORM\ \chi^2(2) = 0,0018324$   $HET\ F(12, 18) = 1,4075$   
 $RESET\ F(1, 30) = 0,48229$

ECM condicional com resíduos e resíduos ao quadrado da equação (13a)

$$\Delta mbk_t = 1,77 + 3,44y_t - 0,55\Delta ebk_t - 0,29TCE_{t-1} - 0,16D95 - 1,83res - 73,34res^2 \quad (15b) \\ (SE) \quad (0,24) \quad (0,58) \quad (0,12) \quad (0,04) \quad (0,05) \quad (0,95) \quad (53,00)$$

$R^2 = 0,740104$   $F(6, 32) = 15,188^{**}$   $s = 0,0494287$   
 $DW = 1,59$   $RSS = 0,07818229068$   $AR\ 1-2F(2, 30) = 0,3636$   
 $ARCH\ 1\ F(1, 30) = 0,097544$   $NORM\ \chi^2(2) = 0,21882$   $HET\ F(10, 21) = 2,067(10\%)$   
 $FORM\ F(20, 11) = 1,2129$   $RESET\ F(1, 31) = 0,0067554$

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

TABELA 39

*Modelo marginal para ebk — 1957/95*

$$\Delta ebk_t = -0,22\Delta ebk_{t-2} \quad (16) \\ (SE) \quad (0,16)$$

$R^2 = 0,0502871$   $s = 0,0699534$   $DW = 1,89$   
 $RSS = 0,1810587854$   $AR\ 1-2F(2, 35) = 8,056^{**}$   $ARCH\ 1\ F(1, 35) = 19,939^{**}$   
 $NORM\ \chi^2(2) = 14,519^{**}$   $HET\ F(2, 34) = 0,609$   $FORM\ F(2, 34) = 0,609$   
 $RESET\ F(1, 36) = 0,38063$

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

TABELA 40

*Teste de superexogeneidade de ebk — 1956/95*

ECM condicional com resíduos e funções dos resíduos da equação (16)

$$\begin{aligned} \Delta mbk_t = & 1,56 + 2,49\Delta y_t - 1,34\Delta ebk_t - 0,26TCE_{t-1} - 0,13D95 + 0,55res - \\ & (SE) \quad (0,26) \quad (0,45) \quad (0,54) \quad (0,04) \quad (0,05) \quad (0,54) \\ & - 4,41dev - 4,40arch \quad (15c) \\ & (4,11) \quad (4,10) \end{aligned}$$

$R^2 = 0,753799$	$F(7, 29) = 12,684^{**}$	$s = 0,0476532$
$DW = 1,84$	$RSS = 0,06585410179$	$AR\ 1-2F(2, 27) = 0,15609$
$ARCH\ 1\ F(1, 27) = 1,2351$	$NORM\ \chi^2(2) = 0,13259$	$HET\ F(12, 16) = 0,61215$
$RESET\ F(1, 28) = 0,12193$		

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

#### 4.4 - Importações de bens intermediários, exclusive petróleo

Os testes de Johansen parecem não rejeitar a hipótese nula de não-co-integração. Apenas a estatística do traço é significativa a 5%, constituindo um indício pouco confiável da existência de uma relação de longo prazo estacionária (Tabela 41). Entretanto, levando-se em consideração a existência de relações de longo prazo estacionárias para as importações totais e de bens de capital, parece aceitável a hipótese de que esta restrição seja válida também para os bens intermediários. Observando-se o primeiro vetor de co-integração, nota-se que as elasticidades de longo prazo são bastante razoáveis, pois são consistentes com as obtidas para as demais categorias de uso. Além disso, os coeficientes de ajustamento do PIB e do câmbio são quase zero, o que sugere a exogeneidade fraca dessas variáveis em relação aos parâmetros da demanda de importações de bens intermediários. De fato, os testes para exogeneidade mostram que não se pode rejeitar as restrições zero sobre esses coeficientes de ajustamento (Tabela 42).

Outro indício de que é razoável supor que o vetor é co-integrado é o fato de o termo de correção de erros ( $TCE_{t-1}$ ) ser altamente significativo no modelo condicional — equação (17). Tal como para as demais categorias, o estimador do coeficiente de ajustamento no modelo condicional é próximo do estimador de máxima verossimilhança (Tabela 43 e Gráfico 14).

As classes de intervenção responsáveis por mudanças estruturais no PIB também são não-significativas na “demanda” de importações de bens intermediários, como se vê na Tabela 44. Da mesma forma, outras classes de intervenção

TABELA 41

Análise de co-integração por FIML para as importações de bens intermediários — 1956/95

$H_0:$ posto = $p$	Testes do maior autovalor			Testes do traço		
	$-T \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \log(1 - \gamma)$	95%	$-T \Sigma \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \Sigma \log(1 - \gamma)$	95%
$p = 0$	17,39	16,08	21,0	29,91*	27,67	29,7
$p \leq 1$	10,47	9,689	14,1	12,52	11,58	15,4
$p \leq 2$	2,05	1,896	3,8	2,05	1,896	3,8

Vetor de co-integração  $\beta'$  (normalizado)

<i>mbi</i>	<i>y</i>	<i>ebi</i>
1,000	-1,215	1,962

Vetor de ajustamento  $\alpha$  (normalizado)

<i>mbi</i>	<i>y</i>	<i>ebi</i>
-0,09791	0,01774	-0,00490

	AR 1-2 F(2, 34)	NORM $\chi^2$ (2)	ARCH 1 F(1, 34)	HET
<i>mbi</i>	0,13965	3,689	0,9371	1,0911
<i>ebi</i>	2,294	11,791**	0,0024687	1,5097
<i>y</i>	2,7348 <sup>+</sup>	1,8453	0,10513	0,29844

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

\* Indica significância ao nível de 5%.

<sup>+</sup> Indica significância ao nível de 10%.

TABELA 42

*Teste de exogeneidade fraca de y e ebi para os parâmetros de longo prazo — 1955/95*

Restrição sobre o vetor de ajustamento  $\alpha_1 = (\alpha_{11}, \alpha_{21}, \alpha_{31})'$ :

$$\alpha_{21} = \alpha_{31} = 0$$

Vetor de co-integração restrito $\beta'$ (normalizado)		
<i>mbi</i>	<i>y</i>	<i>ebi</i>
1,000	-0,9402	2,414

Vetor de ajustamento restrito $\alpha$ (normalizado)		
<i>mbi</i>	<i>y</i>	<i>ebi</i>
-0,1661	0,0000	0,0000

Teste LR:  $\chi^2 (= 2) = 2,3487 [0,3090]$

TABELA 43

*ECM para as importações de bens intermediários — 1956/95*

$\Delta mbi_t = 0,76 + 2,63\Delta y_t - 0,55\Delta ebi_t - 0,13TCE_{t-1} + 0,22D74 + 0,21D95 \quad (17)$						
(SE)	(0,19)	(0,45)	(0,12)	(0,03)	(0,05)	(0,05)
$R^2 = 0,758445$	$F(5, 33) = 20,723^{**}$		$s = 0,0495775$			
$DW = 2,02$	$RSS = 0,0811116684$		$AR\ 1-2F(2, 31) = 0,17313$			
$ARCH\ 1\ F(1, 31) = 0,27545$	$NORM\ \chi^2(2) = 0,71533$		$HET\ F(10, 22) = 0,41024$			
$FORM\ F(13, 19) = 0,4508$	$RESET\ F(1, 32) = 0,028414$					

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

**GRÁFICO 14**  
**Evolução recursiva dos coeficientes,**  
**resíduos um período à frente e**  
**testes de Chow com horizonte de**  
**previsão decrescente — equação (17)**

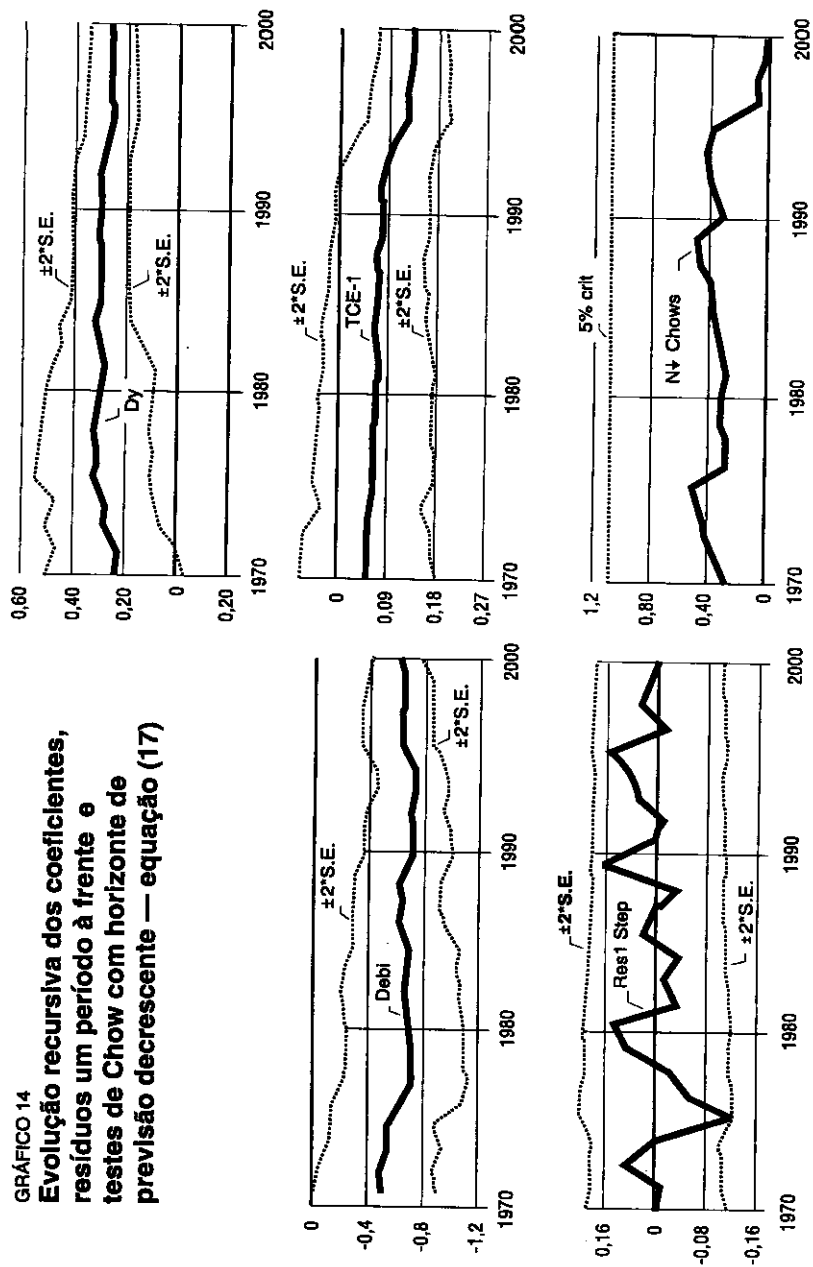


TABELA 44

Testes de superexogeneidade de  $y$  — 1956/95ECM condicional com *dummies* da equação (13a)

$$\Delta mbi_t = 0,74 + 2,46\Delta y_t - 0,53\Delta ebi_t - 0,13TCE_{t-1} + 0,22D74 + 0,21D95 +$$

(SE) (0,21) (0,61) (0,14) (0,03) (0,05) (0,05)

$$+ 0,03D81 + 0,02D83 - 0,00D88-90 \quad (17a)$$

(0,06) (0,06) (0,04)

$R^2 = 0,761678$                        $F(8, 30) = 11,985^{**}$                        $s = 0,0516482$   
 $DW = 2,15$                        $RSS = 0,08002622609$                        $AR\ 1-2F(2, 28) = 0,21361$   
 $ARCH\ 1\ F(1, 28) = 0,20481$                        $NORM\ \chi^2(2) = 0,87891$                        $HET\ F(10, 22) = 0,32449$   
 $RESET\ F(1, 29) = 1,0965$

ECM condicional com resíduos e resíduos ao quadrado da equação (13a)

$$\Delta mbi_t = 0,72 + 2,60\Delta y_t - 0,54\Delta ebi_t - 0,12TCE_{t-1} + 0,23D74 + 0,22D95 +$$

(SE) (0,21) (0,60) (0,13) (0,03) (0,05) (0,05)

$$+ 0,22res + 6,08\ res^2 \quad (17b)$$

(1,01) (5,48)

$R^2 = 0,767703$                        $F(7, 31) = 14,636^{**}$                        $s = 0,050162$   
 $DW = 1,94$                        $RSS = 0,07800313985$                        $AR\ 1-2F(2, 29) = 0,099525$   
 $ARCH\ 1\ F(1, 29) = 0,1066$                        $NORM\ \chi^2(2) = 0,31773$                        $HET\ F(12, 18) = 0,42649$   
 $RESET\ F(1, 30) = 0,012573$

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

no processo do PIB, que não as atribuídas às *dummies*, também não devem influenciar os parâmetros da equação de importação de bens intermediários, haja vista a não-significância dos resíduos (e do quadrado destes) do modelo marginal do PIB (Tabela 45).

O processo do câmbio real é constante, tal como os das demais categorias. Os resíduos do modelo, contudo, podem ser descritos como um processo ARCH. Por isso, para testar a hipótese de superexogeneidade do câmbio, deve-se introduzir no modelo condicional além dos resíduos (*res*), os resíduos do processo ARCH(1) (*ARCH*) e o desvio do quadrado dos resíduos em relação aos resíduos ARCH (*dev*). Este teste, apresentado na Tabela 46, mostra que nenhum desses componentes é significativo no modelo condicional, do qual resulta a aceitação da hipótese de superexogeneidade do câmbio.

TABELA 45

*Modelo marginal de ebi — 1957/95*


---

$\Delta ebi_t = -0,29\Delta ebi_{t-2}$ (18)		
(SE) (0,16)		
$R^2 = 0,0841614$	$s = 0,0646759$	DW = 1,80
RSS = 0,1547700012	AR 1-2F(2, 35) = 5,5966**	ARCH 1 F(1, 35) = 5,0033*
NORM $\chi^2$ (2) = 16,104**	HET F(2, 34) = 0,24461	RESET F(1, 36) = 0,69519

---

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

\* Indica significância ao nível de 5%.

TABELA 46

*Teste de superexogeneidade de ebi — 1957/95*

ECM condicional com resíduos e funções dos resíduos da equação (18)

$\Delta mbi_t = 0,81 + 2,5505\Delta y_t - 0,69\Delta ebi_t - 0,14TCE_{t-1} + 0,23D74 +$					
(SE)	(0,22)	(0,47)	(0,48)	(0,04)	(0,05)
$+ 0,21D95 + 0,05Arch - 0,04res + 0,05dev$ (17c)					
	(0,05)	(0,58)	(0,49)	(0,06)	
$R^2 = 0,78261$	$F(8, 28) = 12,6**$		$s = 0,0508649$		
DW = 2,16	RSS = 0,07244276296		AR 1-2F(2, 26) = 0,10009		
ARCH 1 F(1, 26) = 1,0114	NORM $\chi^2$ (2) = 1,0094		HET F(14, 13) = 0,45123		
RESET F(1, 27) = 0,00099646					

---

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

**4.5 - Importações de bens de consumo**

A dinâmica das importações de bens de consumo não parece ser facilmente representada por um modelo linear com parâmetros constantes. As mais diversas especificações do VAR apresentam várias quebras estruturais, segundo os testes de Chow de previsão um período à frente e de previsão com horizonte decrescente. A inferência estatística realizada através do procedimento de Johansen produziu resultados semelhantes aos obtidos para a importação de bens intermediários: não se pode rejeitar claramente que o posto de co-integração é zero; e



os coeficientes de ajustamento estimados do PIB e do câmbio são próximos de zero, supondo a existência de um vetor de co-integração (Tabelas 47 e 48). Tal suposição será adotada aqui, baseada nos mesmos argumentos e sujeita às mesmas ressalvas da subseção anterior.

Em virtude da não-aderência e da não-constância do modelo VAR, não faz sentido testar superexogeneidade para esta categoria de uso. No entanto, para efeito de comparação, é interessante expor aqui o modelo condicional para as importações de bens de consumo, uma vez que as elasticidades de curto e longo prazos parecem ser consistentes com as das demais categorias de uso (Tabela 49).

TABELA 47

*Análise de co-integração por FIML para as importações de bens de consumo — 1956/95*

$H_0$ : posto = $p$	Testes do maior autovalor			Testes do traço		
	$-T \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \log(1 - \gamma)$	95%	$-T \Sigma \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \Sigma \log(1 - \gamma)$	95%
$p = 0$	17,5	16,19	21,0	32,27*	29,85*	29,7
$p \leq 1$	12,62	11,67	14,1	14,77	13,67	15,4
$p \leq 2$	2,155	1,993	3,8	2,155	1,993	3,8

Vetor de co-integração $\beta'$ (normalizado)		
<i>mbc</i>	<i>ebc</i>	<i>y</i>
1,000	1,645	-0,8304

Vetor de ajustamento $\alpha$ (normalizado)		
<i>mbc</i>	<i>ebc</i>	<i>y</i>
-0,2742	-0,04570	0,01620

	AR 1-2 F(2, 34)	NORM $\chi^2$ (2)	ARCH I F(1, 34)	HET
<i>mbc</i>	1,1248	4,3002	0,00022079	1,367
<i>ebc</i>	0,66046	29,706**	0,11907	0,75545
<i>y</i>	2,988 <sup>†</sup>	1,8453	0,034488	0,35036

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

\* Indica significância ao nível de 5%.

<sup>†</sup> Indica significância ao nível de 10%.

TABELA 48

Teste de exogeneidade fraca de  $ebc$  e  $y$  para os parâmetros de longo prazo — 1956/95

Vetor de co-integração restrito $\beta'$ (normalizado)		
$mbc$	$ebc$	$y$
1,000	1,644	-0,7220
Vetor de ajustamento restrito $\alpha$ (normalizado)		
$mbc$	$ebc$	$y$
-0,3829	0,0000	0,0000

Teste LR:  $\chi^2$  ( $= 2$ ) = 1,4744 [0,4785]

TABELA 49

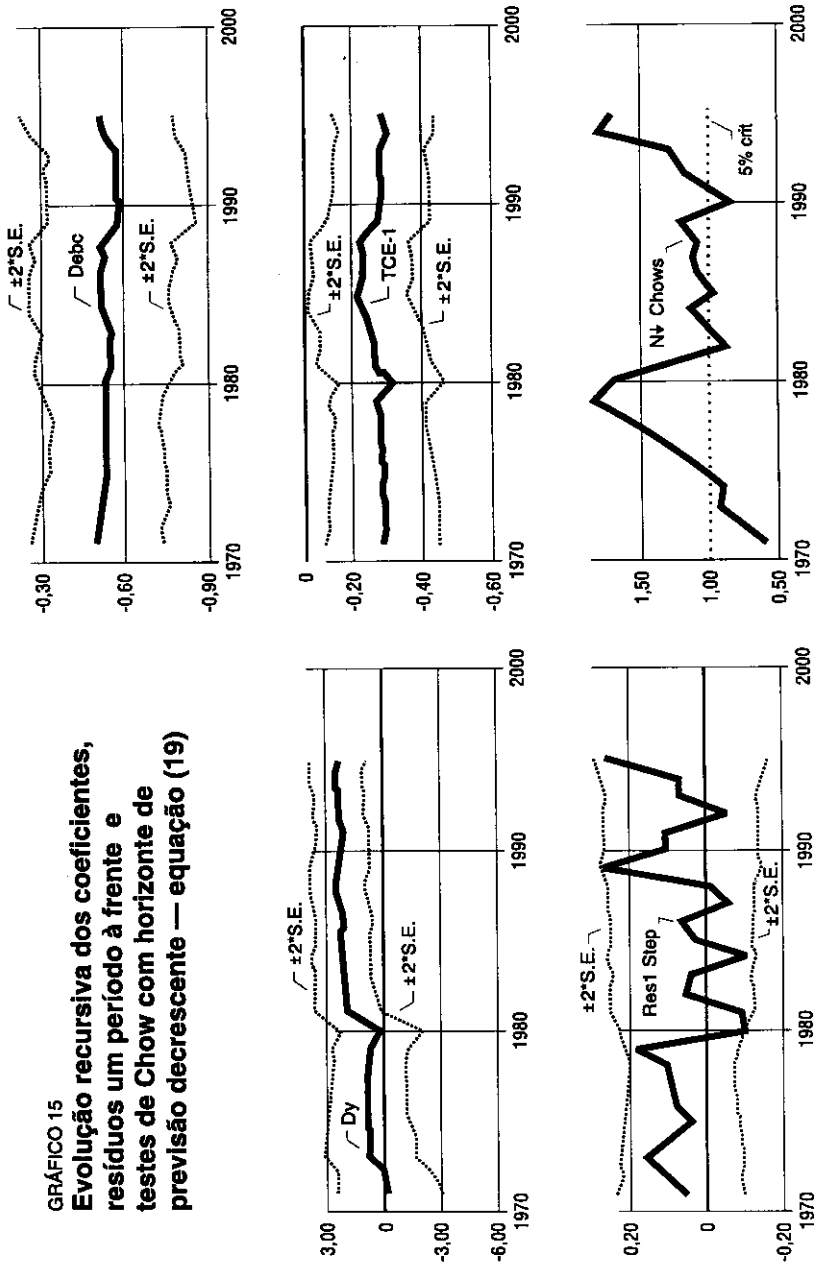
ECM para importações de bens de consumo — 1956/95

$\Delta mbc_t = 1,01 + 2,29\Delta y_t - 0,49\Delta ebc_t - 0,25TCE_{t-1} + 0,28D86 + 0,22D94-95 \quad (19)$						
(SE)	(0,34)	(0,74)	(0,14)	(0,08)	(0,09)	(0,06)
$R^2 = 0,666561$	$F(5, 33) = 13,194^{**}$		$s = 0,0827016$			
$DW = 2,12$	$RSS = 0,2257053524$		$AR\ 1-2F(2, 31) = 0,31363$			
$ARCH\ 1\ F(1, 31) = 0,66138$	$NORM\ \chi^2(2) = 0,095984$		$HET\ F(10, 22) = 1,2528$			
$FORM\ F(15, 17) = 0,98165$	$RESET\ F(1, 32) = 2,6453$					

\*\* Indica significância ao nível de 1%.

O Gráfico 15 ilustra a não-constância do modelo especificado, mesmo com a inclusão de *dummies* para mudança de regime.

**GRÁFICO 15**  
**Evolução recursiva dos coeficientes,**  
**resíduos um período à frente e**  
**testes de Chow com horizonte de**  
**previsão decrescente — equação (19)**



## 5 - Simulações

As Tabelas 50 e 51 apresentam os resultados de algumas simulações baseadas nos modelos condicionais apresentados neste trabalho. São calculadas as taxas de crescimento de cada categoria de exportação e importação para os anos 1997/2000, sob três cenários distintos, correspondentes a diferentes hipóteses de crescimento do PIB e da taxa de câmbio real.

O cenário 1 (básico) pressupõe taxas de crescimento anuais do PIB de 4% e uma taxa de câmbio real constante ao longo do período em questão; o cenário 2 mantém inalterada a hipótese de evolução do PIB, mas admite uma desvalorização real do câmbio de 4% a.a.; e o cenário 3 mantém a hipótese inicial de uma taxa de câmbio real constante, mas supõe um crescimento mais moderado do PIB, de 2%, em 1998 e 1999. Observe-se que o cenário 1 constitui uma situação relativamente desfavorável do ponto de vista do saldo da balança comercial, e que os cenários 2 e 3 ilustram medidas alternativas de política econômica visando melhorar esse saldo; logo, os resultados das simulações podem fornecer importantes subsídios para a formulação de políticas eficientes para o fortalecimento do desempenho comercial do país. Em todos os cenários, supõem-se uma taxa de inflação norte-americana de 2% a.a. e um crescimento do valor das importações mundiais de 5%.

TABELA 50

*Taxas médias de crescimento — 1997/2000*

(Em %)

	Cenário 1	Cenário 2	Cenário 3
<i>x</i>	3,7	4,3	3,7
<i>xm</i>	10,3	13,6	10,6
<i>xs</i>	9,1	8,8	9,1
<i>xb</i>	-1,2	-0,1	-1,2
<i>x*</i>	7,5	9,7	7,6
<i>m</i>	6,8	4,5	4,9
<i>mbk</i>	7,9	4,8	4,8
<i>mbi</i>	11,7	8,8	9,2
<i>mbc</i>	9,5	7,1	7,6
<i>m*</i>	8,6	6,0	6,3

TABELA 51

*Saldo da balança comercial — 1997/2000*

	Modelo “desagregado”			Modelo “agregado”		
	Cenário 1	Cenário 2	Cenário 3	Cenário 1	Cenário 2	Cenário 3
1997	-9.312,86	-9.312,86	-9.312,86	-9.149,89	-9.149,89	-9.149,89
1998	-9.380,34	-7.562,19	-7.669,68	-11.345,78	-10.288,42	-8.838,88
1999	-11.743,07	-4.950,46	-6.600,75	-12.979,48	-9.480,72	-8.027,38
2000	-10.356,79	1.880,01	-3.764,39	-14.208,10	-7.048,86	-9.500,91

As notações “ $x^* = xb + xs + xm$ ” e “ $m^* = mbk + mbi + mbc$ ” correspondem às previsões de crescimento das exportações e importações totais a partir das previsões setoriais.<sup>16</sup> É interessante observar as significativas diferenças entre as previsões desse modelo “desagregado” e as obtidas diretamente das equações estimadas para as exportações e importações totais (modelo “agregado”). Apesar de as taxas de crescimento previstas variarem na mesma direção em ambos os casos, enquanto  $x^*$  e  $m^*$  caracterizam-se por fortes mudanças em suas taxas de crescimento, a evolução de  $x$  e  $m$  é muito mais suave; conseqüentemente, os saldos comerciais previstos em cada caso divergem de forma substancial. Isso parece decorrer, em grande medida, do fato de que os modelos “agregados” não conseguem captar satisfatoriamente as variações esperadas em nível setorial, dando origem a taxas “suavizadas”, isto é, subestimadas. Apesar de as previsões do modelo “desagregado” estarem sujeitas às distorções associadas às equações de exportação de básicos e importação de bens de consumo, parece preferível a utilização do modelo “desagregado” para projeções dos valores totais exportados e importados.

Os cenários 2 e 3 permitem a comparação dos efeitos de uma política de desvalorização real gradual do câmbio, mantido o crescimento do produto, e de uma política de redução do crescimento, mantida a taxa de câmbio real, sobre os fluxos de exportação e importação. Constata-se que as taxas de crescimento das exportações e das importações no cenário 2 são, respectivamente, maiores e menores do que nas demais situações, o que aponta para maior eficiência da

<sup>16</sup> O cálculo de  $x^*$  e  $m^*$  envolve a suposição implícita de participação constante das transações especiais e do petróleo, respectivamente, no total das exportações e das importações.

referida política de desvalorização cambial, relativamente à política de contenção do crescimento, quando se tem como objetivo aumentar as exportações e/ou reduzir as importações.

Finalmente, é importante destacar alguns resultados de caráter geral, válidos para todos os cenários visualizados: *a)* as exportações de semimanufaturados e manufaturados tendem a aumentar de forma significativa no período, ao passo que as exportações de básicos tendem a estagnar; e *b)* as taxas médias de crescimento das importações são elevadas, mas substancialmente menores do que as taxas observadas nos últimos anos.

Evidentemente, tais considerações não pretendem ter caráter conclusivo, em virtude das limitações dos modelos estimados — que carecem de uma dinâmica mais complexa — e das próprias simulações realizadas — sujeitas a diversas condições *caeteris paribus*. No entanto, o exercício aqui apresentado parece fornecer importantes subsídios para a previsão das variáveis sob análise, bem como para a escolha de uma dentre as possíveis medidas de política econômica.

## **6 - Conclusão**

O objetivo principal do trabalho — estimar equações de exportação e importação para o Brasil — parece ter sido alcançado satisfatoriamente. Apesar da ocorrência de problemas em algumas equações — em particular, a instabilidade do modelo condicional para as importações de bens de consumo e o reduzido grau de confiança na existência de relações de co-integração para as exportações de básicos e para as importações de bens intermediários —, os modelos estimados caracterizam-se, em geral, por coeficientes significativos e teoricamente “aceitáveis” e por resultados relativamente robustos do ponto de vista estatístico, tanto no que diz respeito à análise de co-integração como no que tange aos testes de diagnóstico. Ademais, os resultados dos vários testes de exogeneidade realizados indicam a validade do uso das equações estimadas para fins de previsão condicionada da evolução das exportações e importações totais e desagregadas.

## **Apêndice**

### **A.1 - Cálculo dos índices de incentivos às exportações**

#### **A.1.1 - Exportações de manufaturados**

O índice de incentivos corresponde a 1 mais taxa de incentivos. Para 1964/91, utilizaram-se os dados de Zagury (1994); para 1955/63, supôs-se uma taxa de incentivos igual a zero; e para 1992/95 repetiu-se o valor de 1991.

## A.1.2 - Exportações totais

Para 1980/91, o índice de incentivos foi calculado em duas etapas: *a*) a partir dos índices de incentivos setoriais (desagregação a 23 setores) de Pinheiro *et alii* (1993) e da participação de cada setor nas exportações totais e de manufaturados, calcularam-se estimativas iniciais dos índices de incentivos às exportações totais e de manufaturados; e *b*) multiplicou-se, para cada ano, a razão entre tais índices e o índice de incentivos às exportações de manufaturados de Zagury (1994), obtendo-se, assim, o índice utilizado nas estimações. Para os demais anos, admitiram-se taxas de crescimento iguais às verificadas para o índice de incentivos às exportações de manufaturados descrito em A.1.1.

## A.1.3 - Exportações de semimanufaturados e básicos

Adotou-se o mesmo procedimento utilizado para as exportações totais.

## A.2 - Cálculo da taxa de utilização da capacidade

Construiu-se um índice de produto potencial ( $yp$ ), a partir de um processo de médias móveis de cinco períodos do PIB ( $y$ ):

$$yp = yp_{t-1} \left( \frac{y_{t-1}}{y_{t-6}} \right)^{(1/5)}$$

supondo-se  $yp$  igual a  $y$  para o ano de 1973. A taxa de utilização da capacidade corresponde, em cada período, à razão  $y/yp$ .

## A.3 - Cálculo das tarifas legais de importação

### A.3.1 - Para o total das importações

*a*) Tarifa legal = (imposto pago/total das importações) \* 3,76 (3,76 é a média da razão tarifa legal/verdadeira no período 1975/89). Os dados são do Boletim Mensal do Banco Central, período 1955/70.

*b*) Dados de tarifa *paga (total)* entre 1971 e 1974 — Anuário Econômico-Fiscal do Ministério da Fazenda.

c) Entre 1975 e 1995, a tarifa legal é dada pela razão entre o imposto calculado e o total das importações, ambos extraídos de *Comércio Exterior do Brasil-Importação*.

### A.3.2 - Para as importações por categoria de uso

a) Utilizaram-se os dados de Morley e Ellis (1969), de cruzeiro por dólar arrecadado de imposto, *por categoria de uso e total — período 1959/65*. Multiplica-se esse imposto pelo valor das importações em dólares, obtendo-se o total arrecadado de imposto (em cruzeiros), por categoria de uso. Depois, divide-se o total arrecadado pelo valor das importações em cruzeiros (obtidas no Boletim Mensal do Banco Central), obtendo-se a *alíquota média*, por categoria de uso. Em seguida, calcula-se a *razão* entre as alíquotas médias de cada categoria de uso e o total. Depois, multiplica-se a tarifa ajustada obtida em *d*) por cada uma das razões. Daí resulta a tarifa legal por categoria de uso para o período 1959/65.

b) Para o período 1966/74, utilizam-se as taxas de variação da tarifa efetiva para bens de capital no período 1964/74, dadas por Branco (1976). Com essa taxa de variação, completa-se a série entre os anos de 1966 e 1974, para bens de capital. Para bens intermediários, supõe-se que a taxa de variação da tarifa efetiva é igual à dos bens de capital. Para os bens de consumo, supõe-se que a tarifa de bens de capital é uma média geométrica das tarifas de bens intermediários e de consumo, forçando a tarifa de bens de capital ficar sempre entre as de bens de consumo (mais alta) e bens intermediários (mais baixa).

c) De 1955 a 1958, supõe-se que as tarifas por categoria de uso têm a mesma taxa de variação do total.

d) Entre 1975 e 1995, as tarifas legais são dadas pela razão entre o imposto calculado e o total das importações por categoria de uso, também extraídos de *Comércio Exterior do Brasil-Importação*.

#### Abstract

*This paper estimates export and import equations for Brazil using annual data from 1955 to 1995. The econometric procedures account for the nonstationarity of the data, applying cointegration techniques and using an error-correction model framework. The validity of treating conditioning variables as "exogenous" is investigated through proper exogeneity tests. The paper also presents forecasts of export and import growth rates for the period 1997/2000, under alternative scenarios.*



## Bibliografia

- ABREU, M. P., HORTA, M. H. T. T. *Demanda de importações no Brasil: 1960/80: estimações agregadas e desagregadas por categoria de uso e projeções para 1982*. IPEA, jun. 1982 (Texto para Discussão Interna, 48).
- AHUMADA, H. A dynamic model of the demand for currency: Argentina 1977-1988. *Journal of Policy Modeling*, v. 14, n. 3, p. 335-361, 1992.
- BÅRDSSEN, G. Dynamic modeling of the demand for narrow money in Norway. *Journal of Policy Modeling*, v. 14, n. 3, p. 363-393, 1992.
- BERGSMAN, J. *Brasil: industrialization and trade policies*. New York: Oxford University Press, 1970.
- BRAGA, H. C., MARKWALD, R. A. *Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo*. Rio de Janeiro: IPEA, 1983 (Texto para Discussão Interna, 57).
- BRANCO, F. P. C. *Importações de bens de capitais e substituição de importações*. Brasília: UnB, 1976 (Tese de Doutorado).
- CARDOSO, E., DORNBUSCH, R. Uma equação para as exportações brasileiras de manufaturados. *Revista Brasileira de Economia*, v. 34, n. 3, 1980.
- CARONE, G. Modeling the U.S. demand for imports through cointegration and error correction. *Journal of Policy Modeling*, v. 18, n. 1, p. 1-48, 1996.
- DIB, M. F. S. P. *Importações brasileiras: políticas de controle e determinantes da demanda*. Rio de Janeiro: PUC, 1985 (Dissertação de Mestrado).
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427-431, 1979.
- DOELLINGER, C. von *et alii*. *Política e estrutura das importações brasileiras*. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1977 (Relatório de Pesquisa, 38).
- DOORNIK, J. A., HENDRY, D. F. *Pcgive 8.0 — an interactive econometric modelling system*. Oxford: Institute of Economics and Statistics, Oxford University, 1994.
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, 1987.
- ENGLE, R. F., HENDRY, D. F. Testing super exogeneity and invariance in regression models. *Journal of Econometrics*, v. 56, n. 1 e 2, p. 119-139, 1993.
- ENGLE, R. F., HENDRY, D. F., RICHARD, J. F. Exogeneity. *Econometrica*, v. 51, n. 2, p. 277-304, 1983.

- ERICSSON, N. R. Cointegration, exogeneity and policy analysis: an overview. *Journal of Policy Modeling*, v. 14, n. 3, p. 251-280, 1992.
- FACHADA, J. P. *Um estudo econométrico da balança comercial brasileira: 1975-1988*. Rio de Janeiro: PUC, 1990 (Dissertação de Mestrado).
- GONZALO, J. Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. *Journal of Econometrics*, v. 60, p. 203-233, 1994.
- HARGREAVES, C. A review of methods of estimating cointegrating relationships. In: HARGREAVES, C.P. (ed.). *Nonstationary time series analysis and cointegration*. New York: Oxford University Press, 1994.
- HENDRY, D. F. Econometric modelling with cointegrating variables: an overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 48, n. 3, p. 201-212, 1986.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- . Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. *Journal of Econometrics*, v. 52, p. 389-402, 1992a.
- . Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data. *Journal of Policy Modeling*, v. 14, n. 3, p. 313-334, 1992b.
- JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration — with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, p. 169-210, 1990.
- . Identification of the long-run and the short-run structure: an application to the ISLM model. *Journal of Econometrics*, v. 63, p. 7-36, 1994.
- MACKINNON, J. G. Critical values for co-integration tests. In: ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. (eds.). *Long-run economic relationships*. New York: Oxford University Press, 1991.
- MOGUILLANSKY, G. Determinantes de las exportaciones industriales brasileiras en la decada de 1980. *Anais do XV Encontro Brasileiro de Econometria*, v.2, 1993.
- MORLEY, S. A., ELLIS, H. S. Import demand and import substitution in Brazil. In: ELLIS, H. S. *The economy of Brazil*. University of California Press, 1969.
- NAKANE, M. I. *Testes de exogeneidade fraca e superexogeneidade para a demanda de moeda no Brasil*. São Paulo: USP, 1994 (Dissertação de Mestrado).
- OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, n. 3, p. 461-472, 1992.

- PASTORE, A. C., PINOTTI, M. C. O futuro do Real: o uso das políticas fiscal e monetária para a estabilização interna e externa. In: VELLOSO, J. P. R. (coord.). *O Real, o crescimento e as reformas*. Fórum Nacional, José Olympio Editora, 1996.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, p. 1.361-1.401, 1989.
- . Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, v. 80, p. 355-385, 1997.
- PHILLIPS, P. C. B., LORETAN, M. Estimating long-run economic equilibria. *Review of Economic Studies*, v. 58, p. 407-436, 1991.
- PINHEIRO, A. C., BORGES, C. P., ZAGURY, S., MESQUITA, M. *Incentivos fiscais e creditícios às exportações brasileiras: resultados para o período 1980-91*. IPEA, 1993 (Texto para Discussão, 300).
- PORTUGAL, M. S. Um modelo de correção de erros para a demanda de importações brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 22, n. 3, dez. 1992.
- . A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, p. 313-348, ago. 1993.
- REIMERS, H. E. *Comparisons of tests for multivariate co-integration*. Kiel: Christian-Albrechts University, 1991 (Discussion Paper, 58).
- TODA, H. Y., PHILLIPS, P. C. B. Vector autoregression and causality: a theoretical overview and simulation study. *Econometric Reviews*, v. 13, n. 2, p. 259-285, 1994.
- URBAIN, J. P. On weak exogeneity in error correction models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, n. 2, p. 187-207, 1992.
- . Partial versus full system modelling of cointegrated systems: an empirical illustration. *Journal of Econometrics*, v. 69, p. 177-210, 1995.
- ZAGURY, S. *Um modelo para o balanço de pagamentos: estimativas econométricas e projeções*. Rio de Janeiro: PUC, 1994 (Dissertação de Mestrado).
- ZINI Jr., A. A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 18, n. 3, p. 615-662, ago. 1988.

(Originais recebidos em novembro de 1997. Revisos em abril de 1998.)

