

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 469

**Estimação de Equações
de Exportação e Importação
para o Brasil — 1955/95***

Alexandre Samy de Castro**
Marco Antônio F.H. Cavalcanti**

Rio de Janeiro, março de 1997

* 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.



O IPEA é uma fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, cujas finalidades são: auxiliar o ministro na elaboração e no acompanhamento da política econômica e prover atividades de pesquisa econômica aplicada nas áreas fiscal, financeira, externa e de desenvolvimento setorial.

Presidente

Fernando Rezende

Diretoria

Claudio Monteiro Considera

Luís Fernando Tironi

Gustavo Maia Gomes

Mariano de Matos Macedo

Luiz Antonio de Souza Cordeiro

Murilo Lôbo

TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação pelo Instituto, para informar profissionais especializados e colher sugestões.

ISSN 1415-4765

SERVIÇO EDITORIAL

Rio de Janeiro – RJ

Av. Presidente Antônio Carlos, 51 – 14º andar – CEP 20020-010

Telefax: (021) 220-5533

E-mail: editrj@ipea.gov.br

Brasília – DF

SBS Q. 1 Bl. J, Ed. BNDES – 10º andar – CEP 70076-900

Telefax: (061) 315-5314

E-mail: editbsb@ipea.gov.br

© IPEA, 1998

É permitida a reprodução deste texto, desde que obrigatoriamente citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são rigorosamente proibidas.

SUMÁRIO

RESUMO

ABSTRACT

1 - INTRODUÇÃO	9
2 - METODOLOGIA	9
3 - EQUAÇÕES DE EXPORTAÇÃO	12
3.1 - Descrição das Variáveis Utilizadas	12
3.2 - Exportações Totais	15
3.3 - Exportações de Produtos Manufaturados	21
3.4 - Exportações de Produtos Semimanufaturados	27
3.5 - Exportações de Produtos Básicos	30
4 - EQUAÇÕES DE IMPORTAÇÃO	33
4.1 - Descrição das Variáveis Utilizadas	33
4.2 - Importações Totais	36
4.3 - Importações de Bens de Capital	41
4.4 - Importações de Bens Intermediários, exclusive Petróleo	45
4.5 - Importações de Bens de Consumo	49
5 - SIMULAÇÕES	51
6 - CONCLUSÃO	56
APÊNDICE	57
BIBLIOGRAFIA	59

RESUMO

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 em valor (em dólares), 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 testes de exogeneidade. Apresentam-se ainda algumas projeções de crescimento das exportações e importações para o período 1996/2000, sob diferentes cenários.

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 1996/2000, under alternative scenarios.

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 futura 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 fator agregado e categorias 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; apesar do uso de índices de preço e **quantum** 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 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 Dickey-Fuller Aumentado [Dickey e Fuller (1979)], utilizando-se os valores críticos das distribuições das estatísticas de teste tabulados por MacKinnon (1991). Em se tratando de um vetor de variáveis I(1), a identificação das relações de longo prazo através de estimadores de máxima verossimilhança como propostos em Johansen (1988) — aqui denominado FIML — 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 [para uma discussão sobre as propriedades do procedimento de Johansen e métodos alternativos, ver Phillips e Loretan (1991), Gonzalo (1994) e Hargreaves (1994)].

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

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

onde $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$ são $IIN_p(0, \Omega)$ 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: $\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i); \quad i = 1, \dots, k-1$

e: $\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$

Como os resíduos ε_t são estacionários, o posto r da matriz Π determina o número de combinações lineares do vetor X_t que são estacionárias. Se $r=p$, X_t é estacionário, enquanto se $r=0$, de modo que $\Pi=0$, então ΔX_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 Π pode ser escrita como $\Pi = \alpha\beta'$, onde β é uma matriz $p \times r$ dos vetores de co-integração e α é uma matriz $p \times r$ de coeficientes de ajustamento. Sob esta hipótese, o modelo (2) é dito VECM (Vector Error Correction Model).¹ 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 [Johansen e Juselius (1990)].

Nos modelos acima, todas as variáveis são endógenas e devem, portanto, ser modeladas explicitamente. Entretanto, isso não é sempre possível, seja porque o número de variáveis a serem introduzidas no modelo pode revelar-se excessivo, seja porque 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 a 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, onde 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

¹ 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 Hylleberg e Mizon (1989)].

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 :

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

e no modelo marginal de Z_t :

$$\Delta Z_t = \alpha_z \beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_{zi} \Delta X_{t-i} + \mu_z + \varepsilon_{zt} \quad (4)$$

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 [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 $\alpha_z = 0$, ou seja, o vetor de co-integração não deve aparecer no modelo marginal. Logo, a hipótese de exogeneidade fraca pode ser testada através da imposição de restrições lineares sobre α [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 pode ser testada através de um teste de ortogonalidade [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 [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 implica que: **a)** os coeficientes de ΔY_{t-i} em (4) são

zero; e **b**) $\alpha_z \beta_y = 0$ (onde β_y representa a partição do vetor β associada a Y_{t-1}), ou seja, Y_{t-1} não aparece em (4) [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 ΔY_{t-1} em (4).

Finalmente, se Z_t é exógena fraca para os parâmetros de interesse e tais parâmetros 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” [Engle, Hendry e Richard (1983)]. Engle e Hendry (1993) sugerem dois testes de superexogeneidade amplamente utilizados na literatura [ver Bårdsen (1992), Ahumada (1992), Nakane (1994) e Carone (1996)]. 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: **a**) das estimativas dos resíduos (e funções dos resíduos) desse modelo marginal e **b**) das “intervenções” no modelo marginal (em geral, modeladas através de **dummies** do tipo 0-1). Se os parâmetros do modelo condicional forem 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.

Desta 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 ADF; em seguida, realiza-se a análise de co-integração por FIML; procede-se, então, à modelagem do modelo de correção de erros (ECM) condicional e, por fim, à realização de testes de exogeneidade.²

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

² Para os procedimentos econométricos, utilizou-se o pacote PcGive 8.0.

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), Moguillansky (1993) e Portugal (1993)].

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. Utiliza-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.³

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

Com o objetivo de determinar a ordem de integração das variáveis utilizadas, são realizados testes Dickey-Fuller “Aumentado” (ADF) incluindo, no processo autorregressivo de cada variável, uma constante e uma tendência linear ou apenas a constante. Os resultados, reportados no Quadro 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 na Figura 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 $I(1)$.

³ O Apêndice descreve a metodologia de construção das séries de incentivos às exportações e taxa de utilização da capacidade.

Figura 1
Evolução das Exportações Totais e por Fator Agregado, em Logaritmos

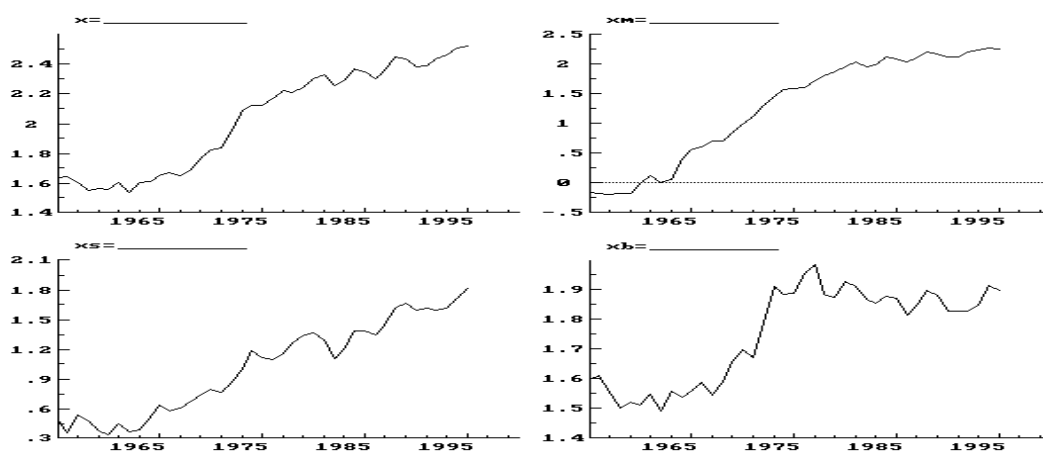
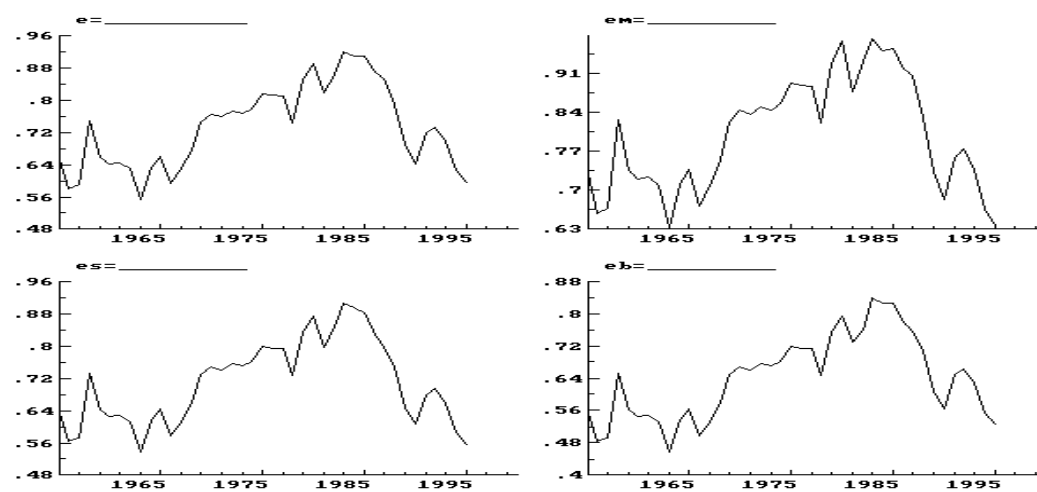


Figura 2
Evolução das Taxas de Câmbio Reais, Importações Mundiais e Taxa de Utilização da Capacidade, em Logaritmos



Quadro 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) denotam, 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). Neste e em todos os quadros apresentados a seguir, **, * e + denotam significância ao nível de 1, 5 e 10%, respectivamente.

3.2 - Exportações Totais

A análise das exportações totais parte de um modelo VAR com três defasagens das variáveis *x*, *e* 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, reproduzidos no Quadro 2, 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.⁴

⁴ Os valores críticos para a análise de co-integração são extraídos de Osterwald-Lenum (1992); em todos os quadros, são indicados os valores críticos correspondentes ao nível de 95% de confiança.

Quadro 2

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

Ho:posto=p	Testes do Maior Autovalor			Testes do Traço		
	-Tlog(1- γ)	(T-nm)log(1- γ)	95%	-T \sum log(1- γ)	-(T-nm) \sum log(1- γ)	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 \leq 2	0.001889	0.001747	3.8	0.001889	0.001747	3.8

Vetor de co-integração (normalizado)

<i>x</i>	<i>mw</i>	<i>e</i>
1.000	-0.9316	-0.6120

Vetor de ajustamento (normalizado)

<i>x</i>	<i>mw</i>	<i>e</i>
-0.4104	-0.02277	-0.04749

	AR 1- 1F(1, 35)	NORM $\chi^2(2)$	ARCH F(1, 34)	HET(6,29)
<i>x</i>	0.29672	1.1112	0.17285	0.62625
<i>mw</i>	3.0356 ⁺	2.7501	6.1743 [*]	0.78363
<i>e</i>	0.0013716	2.172	0.093708	0.52353

Obs: Neste e em todos os quadros subseqüentes, AR é o teste do multiplicador de Lagrange para autocorrelação serial, NORM é o teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos, ARCH é o teste de Engle para resíduos ARCH, HET é o teste de White para heterocedasticidade, FORM é o teste para validade da forma funcional e/ou heterocedasticidade, RESET é o teste de Ramsey para má especificação [para maiores detalhes, ver Doornik e Hendry (1994)].

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 indicam que tal vetor de co-integração afeta de forma substancial apenas a equação *x* — apontando, portanto, para a exogeneidade fraca de *e*, *mw* com relação aos parâmetros de longo prazo. Com efeito, conforme mostra o Quadro 3, a hipótese de que os coeficientes de ajustamento das equações *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 a nossa, a estimação do modelo condicional apresenta resultados muito próximos à estimação do sistema por FIML,⁵ de modo que parece justificável restringir a análise ao modelo condicional. A principal vantagem desse

⁵O vetor de co-integração do Quadro 3, 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 do Quadro 2.

procedimento reside no fato de que se torna desnecessário modelar explicitamente os processos marginais geradores de e e mw .⁶

Quadro 3

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

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

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

Vetor de co-integração restrito (normalizado)		
x	mw	e
1.000	-0.9303	-0.6526

Vetor de ajustamento restrito (normalizado)		
x	mw	e
-0.3888	0.0000	0.0000

Teste LR: $\chi^2 (\approx 2) = 0.263$

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 do Quadro 3. 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.⁷ Tendo em vista a não-significância de Δe_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, abaixo reportados, 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 pela Figura 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.

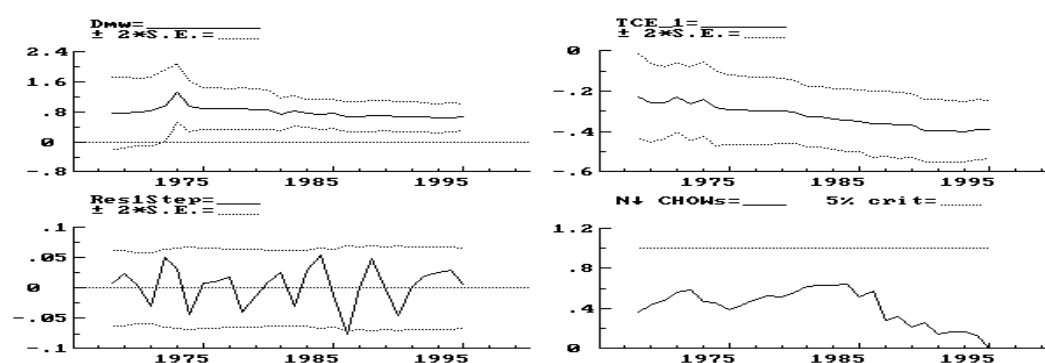
⁶ Essa vantagem é particularmente relevante no caso de mw , cuja equação apresenta indicações de ARCH e autocorrelação serial nos resíduos.

⁷ Essa observação vale para todos os modelos desenvolvidos ao longo do trabalho.

Quadro 4
ECM para as exportações totais: 1956/95

$\Delta x_t = 0.240 + 0.648 \Delta mw_t - 0.388 TCE_{t-1} \quad (1)$		
(SE) (0.045) (0.181) (0.072)		
$R^2 = 0.5423$ DW = 1.98 0.0304	$F(2, 37) = 21.921^{**}$ RSS = 0.0411	$s = 0.0333$ AR 1-F(1, 36) = 0.0304
ARCH F(1, 35) = 1.0192 FORM F(5, 31) = 0.3534	NORM $\chi^2(2) = 0.8447$ RESET F(1, 36) = 3.0868 ⁺	HET F(4, 32) = 0.4179

Figura 3
Evolução Recursiva dos Coeficientes, Resíduos um Período à frente e Teste de Chow com Horizonte de Previsão Decrescente [Equação (1)]



De acordo com a equação (1), 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%.

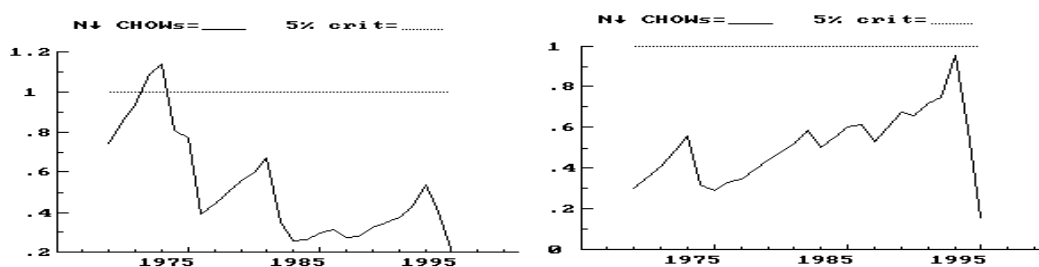
Tendo em vista que a análise parte de um VAR com apenas uma defasagem, as diferenças defasadas de x não afetam, por construção, as equações de Δe_t e Δmw_t no VECM; logo, a aceitação das restrições sobre o vetor de ajustamento α parece sugerir que as exportações totais não causam as importações mundiais 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 (1) 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). Conforme mostram o Quadro 5 e a Figura 4, 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 de (2a) pode constituir a base de um teste para superexogeneidade. O Quadro 6 mostra que as **dummies** e os resíduos (e quadrados dos resíduos) de (2a) 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, a equação (2a) parece fornecer uma base válida para previsões condicionais da evolução futura das exportações totais.

Figura 4

Testes de Chow com Horizonte de Previsão Decrescente [Equações (2) e (2a)]



Quadro 5

Modelo marginal para mw : 1957/95

- Modelo sem **dummies**

$$\Delta mw_t = 0.019 + 0.327 \Delta mw_{t-1} \quad (2)$$

(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**

$$\Delta mw_t = 0.018 + 0.514 \Delta mw_{t-1} - 0.087 D75 - 0.076 D81 \quad (2a)$$

(SE) (0.005) (0.138) (0.025) (0.024)

$R^2 = 0.4458$ $F(3, 35) = 9.3859^{**}$ $s = 0.0231739$
 $DW = 2.13$ $RSS = 0.0188$ $AR\ 1-2F(2, 33) = 0.3303$
 $ARCH\ F(1, 33) = 0.0331$ $NORM\ \chi^2(2) = 3.8525$ $HET\ F(6, 28) = 0.1589$
 $FORM\ F(8, 26) = 0.1660$ $RESET\ F(1, 34) = 0.5863$

Quadro 6

Testes de superexogeneidade de mw

- ECM condicional com **dummies** do modelo (2a): 1956/95

$$\Delta x_t = 0.235 + 0.675 \Delta mw_t - 0.382 TCE_{t-1} - 0.006 D75 + 0.017 D81 \quad (1a)$$

(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 do modelo (2a): 1957/95

$$\Delta x_t = 0.290 + 0.641 \Delta mw_t - 0.480 TCE_{t-1} - 0.099 \varepsilon_{mw} + 8.778 \varepsilon_{mw}^2 \quad (1b)$$

(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
 $ARCH\ F(1, 32) = 1.03$ $NORM\ \chi^2(2) = 1.7064$ $HET\ F(7, 26) = 0.29138$
 $FORM\ F(13, 20) = 0.22422$ $RESET\ F(1, 33) = 1.9401$

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 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 do 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.⁸ De qualquer maneira, 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 elasticidades-preço e 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.

⁸ 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.

Quadro 7

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

Ho:posto=p	Testes do Maior Autovalor			Testes do Traço		
	-Tlog(1- γ)	-(T-nm)log(1- γ)	95%	-T \sum log(1- γ)	-(T-nm) \sum log(1- γ)	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)			
<i>xm</i>	<i>mw</i>	<i>u</i>	<i>em</i>
1.000	-2.002	0.6524	-1.727

Vetor de ajustamento (normalizado)			
<i>xm</i>	<i>mw</i>	<i>u</i>	<i>em</i>
-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)
<i>xm</i>	2.5212 ⁺	2.9434	0.18338	0.73143
<i>mw</i>	0.34517	14.775**	0.003553	0.50687
<i>u</i>	1.6452	7.4439*	0.074652	0.5284
<i>em</i>	0.84732	7.3345*	0.0011681	0.7429

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 (Quadro 8).

Quadro 8

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: $\chi^2 (\approx 3) = 1.127$

Procede-se, então, à especificação do ECM para Δxm_t , com o termo de correção de erros correspondente ao vetor de co-integração do Quadro 8. Cabe observar que o modelo final (Quadro 9) não inclui Δu_{t-1} , pois tal variável não se revela significativa. Os resultados obtidos são satisfatórios, seja no que tange aos sinais e

níveis de significância das variáveis, seja no que diz respeito aos testes de diagnóstico e de estabilidade (Figura 5).

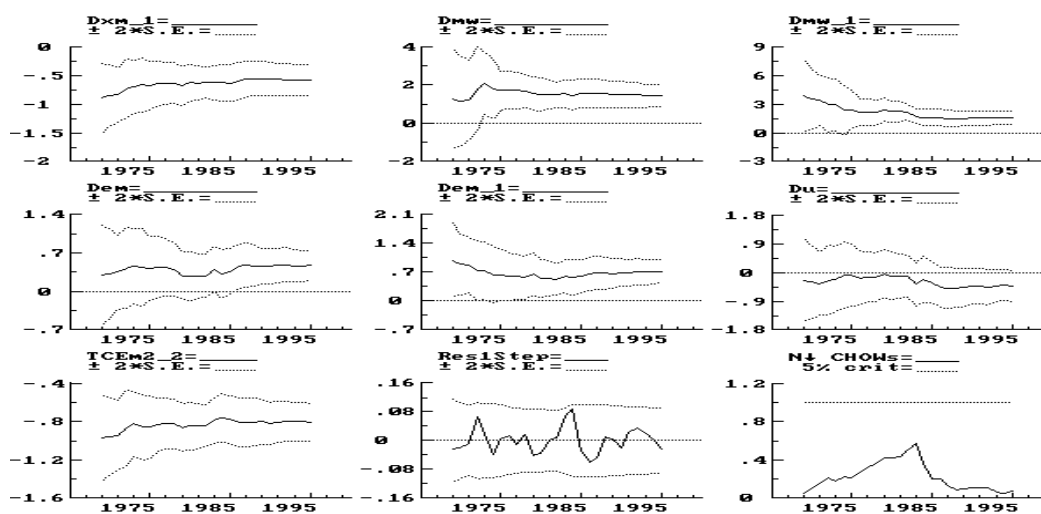
Quadro 9

ECM para as exportações de manufaturados: 1957/95

$\Delta xm_t = -1.206$ (SE) (0.149)	$-0.583 \Delta xm_{t-1}$ (0.133)	$+1.425 \Delta mw_t$ (0.291)	$+1.55 \Delta mw_{t-1}$ (0.342)	$+0.475 \Delta em_t$ (0.138)	(3)
	$+0.725 \Delta em_{t-1}$ (0.144)	$-0.436 \Delta u_t$ (0.236)	$-0.808 TCE_{t-2}$ (0.098)	$-0.226 D55-63$ (0.032)	
$R^2 = 0.7860$	$F(8, 30) = 13.773^{**}$	$s = 0.0448461$			
$DW = 1.90$	$RSS = 0.0603$	$AR\ 1-2F(2,28) = 0.6891$			
$ARCH\ F(1,28) = 1.4741$	$NORM\ \chi^2(2) = 3.6486$	$HET\ F(15,14) = 0.51246$			
$RESET\ F(1,29) = 0.21977$					

Figura 5

Evolução Recursiva dos Coeficientes, Resíduos um Período à frente e Teste de Chow com Horizonte de Previsão Decrescente [Equação (3)]



O Quadro 10 mostra a não-significância de Δxm_{t-1} nas equações de mw , em e u no VECM; dada a aceitação das restrições sobre o vetor de ajustamento (Quadro 8), 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.

Quadro 10

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

$\Delta mw_t = \underset{(SE)}{0.023} + \underset{(0.007)}{0.010} \Delta xm_{t-1} + \underset{(0.059)}{0.197} \Delta mw_{t-1} - \underset{(0.181)}{0.094} \Delta em_{t-1} + \underset{(0.138)}{0.307} \Delta u_{t-1}$		
$R^2 = 0.222174$	$F(4,34) = 2.4279^+$	$s = 0.02786$
$DW = 2.10$	$RSS = 0.02638$	$AR\ 1-2F(2, 32) = 0.78867$
$ARCH\ F(1, 32) = 0.08539$	$NORM\ \chi^2(2) = 9.5406^{**}$	$HET\ F(8,25) = 0.5102$
$FORM\ F(14, 19) = 0.34189$	$RESET\ F(1, 33) = 0.56526$	

$\Delta em_t = \underset{(SE)}{-0.010} - \underset{(0.014)}{0.041} \Delta xm_{t-1} + \underset{(0.124)}{0.399} \Delta mw_{t-1} + \underset{(0.381)}{0.037} \Delta em_{t-1} - \underset{(0.178)}{0.405} \Delta u_{t-1}$		
$R^2 = 0.0681$	$F(4,34) = 0.62115$	$s = 0.05856$
$DW = 2.04$	$RSS = 0.11658$	$AR\ 1-2F(2, 32) = 0.48688$
$ARCH\ F(1, 32) = 0.03411$	$NORM\ \chi^2(2) = 3.1343$	$HET\ F(8,25) = 0.31711$
$FORM\ F(14, 19) = 0.75395$	$RESET\ F(1, 33) = 0.07655$	

$\Delta u_t = \underset{(SE)}{0.004} + \underset{(0.008)}{0.098} \Delta xm_{t-1} - \underset{(0.072)}{0.366} \Delta mw_{t-1} - \underset{(0.218)}{0.024} \Delta em_{t-1} + \underset{(0.103)}{0.448} \Delta u_{t-1}$		
$R^2 = 0.2158$	$F(4,34) = 2.3384^+$	$s = 0.03357$
$DW = 2.05$	$RSS = 0.03831$	$AR\ 1-2F(2, 32) = 0.66078$
$ARCH\ F(1, 32) = 0.00014$	$NORM\ \chi^2(2) = 8.2744^*$	$HET\ F(8,25) = 0.20667$
$FORM\ F(14, 19) = 0.33453$	$RESET\ F(1, 33) = 0.56961$	

No que se refere aos testes de superexogeneidade, os resultados parecem confirmar que mw , u e em são superexógenas para os parâmetros de (3). O Quadro 11 mostra a não-significância das **dummies** e dos resíduos do modelo marginal de mw , (2a), em (3); o Quadro 12 modela o processo marginal de u e o quadro seguinte revela a não-significância dos resíduos desse modelo em (3);⁹ e os Quadros 14 e 15 apresentam, respectivamente, o modelo marginal para em e o teste da significância, em (3), dos resíduos desse modelo — que também se revelam insignificantes.¹⁰

⁹ A variável **dummy** para o ano de 1981, necessária para uma boa especificação do modelo marginal de u (ver a Figura 6), também não se revela significativa ao ser incluída no ECM condicional, conforme evidenciado pelo teste de superexogeneidade de mw , no Quadro 11.

¹⁰ 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 (5) em (3).

Quadro 11
Testes de superexogeneidade de mw : 1957/95

- ECM condicional com **dummies** do modelo (2a)

$$\begin{array}{l} \Delta xm_t = -1.232 \quad -0.602 \Delta xm_{t-1} \quad +1.349 \Delta mw_t \quad +1.612 \Delta mw_{t-1} \quad +0.449 \Delta em_t \quad (3a) \\ (SE) \quad (0.161) \quad (0.141) \quad (0.372) \quad (0.409) \quad (0.150) \\ +0.748 \Delta em_{t-1} \quad -0.478 \Delta u_t \quad -0.827 TCE_{t-2} \quad -0.232 D55-63 \\ (0.153) \quad (0.256) \quad (0.107) \quad (0.035) \\ -0.002 D75 \quad -0.037 D81 \\ (0.061) \quad (0.065) \end{array}$$

$R^2 = 0.788564$ $F(10, 28) = 10.443^{**}$ $s = 0.046141$
 $DW = 1.93$ $RSS = 0.05961$ $AR\ 1-2F(2,26) = 0.65117$
 $ARCH\ F(1, 26) = 1.1783$ $NORM\ \chi^2(2) = 4.2955$ $HET\ F(19, 8) = 0.37066$
 $RESET\ F(1, 27) = 0.39866$

- ECM condicional com resíduos do modelo (2a)

$$\begin{array}{l} \Delta xm_t = -1.221 \quad -0.591 \Delta xm_{t-1} \quad +1.562 \Delta mw_t \quad +1.529 \Delta mw_{t-1} \quad +0.459 \Delta em_t \quad (3b) \\ (SE) \quad (0.158) \quad (0.139) \quad (0.505) \quad (0.372) \quad (0.148) \\ +0.742 \Delta em_{t-1} \quad -0.486 \Delta u_t \quad -0.815 TCE_{t-2} \quad -0.230 D55-63 \\ (0.153) \quad (0.270) \quad (0.103) \quad (0.035) \\ -0.162 \epsilon_{mw} \quad +3.478 \epsilon_{mw}^2 \\ (0.625) \quad (11.027) \end{array}$$

$R^2 = 0.78740$ $F(10, 28) = 10.37^{**}$ $s = 0.0462677$
 $DW = 1.90$ $RSS = 0.05994$ $AR\ 1-2F(2, 26) = 0.7325$
 $ARCH\ F(1, 26) = 1.0962$ $NORM\ \chi^2(2) = 4.4326$ $HET\ F(18, 9) = 0.27467$
 $RESET\ F(1,27) = 0.23867$

Quadro 12
Modelo marginal para u : 1957/95

- Modelo sem **dummies**

$$\begin{array}{l} \Delta u_t = -0.0002 \quad +0.369 \Delta u_{t-1} \quad (4) \\ (SE) \quad (0.005) \quad (0.153) \end{array}$$

$R^2 = 0.1358$ $F(1, 37) = 5.8117^*$ $s = 0.033781$
 $DW = 1.97$ $RSS = 0.04222$ $AR\ 1-2F(2, 35) = 2.4645$
 $ARCH\ F(1, 35) = 0.49206$ $NORM\ \chi^2(2) = 9.0688^*$ $HET\ F(2, 34) = 0.5147$
 $FORM\ F(2, 34) = 0.5147$ $RESET\ F(1, 36) = 0.69743$

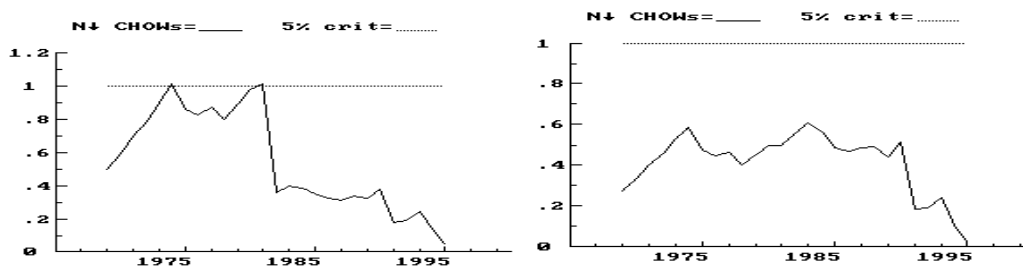
- Modelos com **dummies**

$$\begin{array}{l} \Delta u_t = -0.002 \quad +0.446 \Delta u_{t-1} \quad -0.113 D81 \quad (4a) \\ (SE) \quad (0.005) \quad (0.133) \quad (0.030) \end{array}$$

$R^2 = 0.3829$ $F(2, 36) = 11.17^{**}$ $s = 0.028938$
 $DW = 1.85$ $RSS = 0.03015$ $AR\ 1-2F(2, 34) =$
 0.81527
 $ARCH\ F(1, 34) = 0.71196$ $NORM\ \chi^2(2) = 5.2958^+$ $HET\ F(4, 31) = 1.3678$
 $FORM\ F(5, 30) = 1.0609$ $RESET\ F(1, 35) = 1.4582$

Figura 6

Teste de Chow com Horizonte de Previsão Decrescente [Equação (4) e (4a)]



Quadro 13

Teste de superexogeneidade de u : 1957/95

- ECM condicional com resíduos do modelo (4a)

$$\begin{array}{rcccccc} \Delta xm_t = & -1.229 & -0.583 \Delta xm_{t-1} & +1.479 \Delta mw_t & +1.585 \Delta mw_{t-1} & +0.483 \Delta em_t & (3c) \\ (SE) & (0.170) & (0.137) & (0.347) & (0.358) & (0.143) & \\ & & +0.734 \Delta em_{t-1} & -0.541 \Delta u_t & -0.819 TCE_{t-2} & -0.226 D55-63 & \\ & & (0.149) & (0.459) & (0.111) & (0.036) & \\ & & -0.226 \varepsilon_u & +4.743 \varepsilon_u^2 & & & \\ & & (0.584) & (9.788) & & & \end{array}$$

$$\begin{array}{lll} R^2 = 0.78835 & F(10, 28) = 10.429^{**} & s = 0.04616 \\ DW = 1.90 & RSS = 0.05967 & AR 1- 2F(2, 26) = 0.65947 \\ ARCH F(1, 26) = 1.5179 & NORM \chi^2(2) = 3.6198 & HET F(18, 9) = 0.33461 \\ RESET F(1,27) = 0.24952 & & \end{array}$$

Quadro 14

Modelo marginal para em : 1958/95

$$\begin{array}{rcccc} \Delta em_t = & -0.008 & -0.238 \Delta em_{t-2} & +0.150 D58 & +0.114 D79 & (5) \\ (SE) & (0.008) & (0.140) & (0.030) & (0.050) & \end{array}$$

$$\begin{array}{lll} R^2 = 0.367201 & F(3, 34) = 6.5765^{**} & s = 0.04823 \\ DW = 1.75 & RSS = 0.07909 & AR 1- 2F(2, 32) = 0.2824 \\ ARCH F(1, 32) = 0.53327 & NORM \chi^2(2) = 0.94426 & HET F(6, 27) = 0.38521 \\ FORM F(7, 26) = 0.33903 & RESET F(1, 33) = 0.49688 & \end{array}$$

Quadro 15

Teste de superexogeneidade de em : 1957/95

- ECM condicional com resíduos do modelo (5)

$$\begin{array}{rcccccc} \Delta xm_t = & -1.184 & -0.580 \Delta xm_{t-1} & +1.406 \Delta mw_t & +1.539 \Delta mw_{t-1} & +0.361 \Delta em_t & (3d) \\ (SE) & (0.163) & (0.143) & (0.301) & (0.354) & (0.242) & \\ & & +0.714 \Delta em_{t-1} & -0.445 \Delta u_t & -0.795 TCE_{t-2} & -0.220 D55-63 & \\ & & (0.149) & (0.245) & (0.109) & (0.038) & \\ & & -0.165 \varepsilon_{em} & -0.778 \varepsilon_{em}^2 & & & \\ & & (0.301) & (3.487) & & & \end{array}$$

$$\begin{array}{lll} R^2 = 0.78874 & F(10, 28) = 10.454^{**} & s = 0.0461218 \\ DW = 2.02 & RSS = 0.05956 & AR 1- 2F(2, 26) = 0.72909 \\ ARCH F(1, 26) = 2.0211 & NORM \chi^2(2) = 3.0684 & HET F(18, 9) = 0.45743 \end{array}$$

RESET F(1, 27) = 0.17852

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 o Quadro 16. 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 (Quadro 17). Tendo em vista a não-significância de Δxs_{t-1} e Δxs_{t-2} nas equações de Δes e Δmw (Quadro 18), isso sugere também a exogeneidade forte dessas variáveis. Conseqüentemente, é possível o uso de uma única equação não apenas para inferência dos parâmetros de interesse, mas também para previsões condicionais da evolução de xs para dados “regimes” dos processos marginais de es e mw .

Quadro 16

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

Ho:posto=p	Testes do Maior Autovalor			Testes do Traço		
	-Tlog(1- γ)	-(T-nm)log(1- γ)	95%	-T \sum log(1- γ)	-(T-nm) \sum log(1- γ)	95%
p = 0	29.28**	22.34*	21.0	36.04**	27.5*	29.7
p ≤ 1	6.722	5.13	14.1	6.759	5.158	15.4
p ≤ 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

Quadro 17

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: $\chi^2 (\approx 2) = 1.0751$

Quadro 18

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

$$\Delta mw_t = 0.02 - 0.04 \Delta xs_{t-1} + 0.06 \Delta xs_{t-2} + 0.42 \Delta mw_{t-1} - 0.21 \Delta mw_{t-2} - 0.04 \Delta es_{t-1} - 0.03 \Delta es_{t-2}$$

(SE) (0.008) (0.069) (0.065) (0.211) (0.221) (0.09) (0.09)

Teste de Wald (restrições zero aos coeficientes de Δxs_{t-1} e Δxs_{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	

$$\Delta es_t = 0.01 + 0.001 Dxs_{t-1} - 0.18 Dxs_{t-2} + 0.13 Dmw_{t-1} + 0.01 Dmw_{t-2} - 0.03 Des_{t-1} - 0.28 Des_{t-2}$$

(SE) (0.014) (0.129) (0.122) (0.394) (0.412) (0.169) (0.169)

Teste de Wald (restrições zero aos coeficientes de Δxs_{t-1} e Δxs_{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	

O ECM condicional para Δxs_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 (Figura 7). O único coeficiente que parece requerer alguma justificativa é o associado a Δes_{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.

Quadro 19

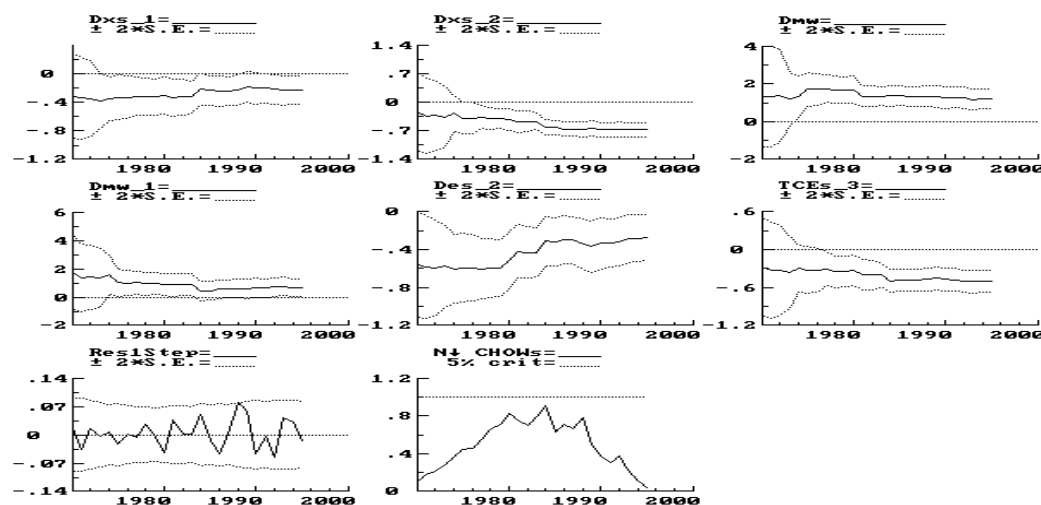
ECM para as exportações de semimanufaturados: 1958/95

$\Delta xs_t = -0.230$	$-0.220 \Delta xs_{t-1}$	$-0.665 \Delta xs_{t-2}$	$+1.194 \Delta mw_t$	$+0.665 \Delta mw_{t-1}$	(6)
(SE) (0.043)	(0.100)	(0.086)	(0.254)	(0.307)	
	$-0.275 \Delta es_{t-2}$	$-0.497 TCE_{t-3}$	$-0.130 D82$		
	(0.121)	(0.088)	(0.048)		

R ² = 0.8160	F(7, 30) = 19.009**	s = 0.04131
DW = 2.47	RSS = 0.0512	AR 1-2F(2,28) = 1.239
ARCH F(1,28) = 0.0230	NORM $\chi^2(2) = 0.8509$	HET F(14,15) = 0.5064
RESET F(1,29) = 1.7363		

Figura 7

Evolução Recursiva dos Coeficientes, Resíduos um Período à frente e Teste de Chow com Horizonte de Previsão Decrescente [Equação (6)]



Dado 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 já foi modelado acima [equação (2a) no Quadro 5)]; logo, os testes se resumem a testar a significância de funções dos resíduos de (2a) e das **dummies** para os anos de 1975 e 1981 no ECM, conforme feito no caso das exportações totais. O Quadro 20 demonstra a não-significância dessas variáveis, indicando a superexogeneidade de *mw*.

Quadro 20
Testes de superexogeneidade de mw

- ECM condicional com **dummies** do modelo (2a): 1958/95

$$\begin{aligned} \Delta x_{s_t} = & -0.233 & -0.219 \Delta x_{s_{t-1}} & -0.652 \Delta x_{s_{t-2}} & + 1.103 \Delta mw_t & + 0.776 \Delta mw_{t-1} & (6a) \\ (SE) & (0.044) & (0.103) & (0.090) & (0.353) & (0.369) \\ & & -0.281 \Delta es_{t-2} & -0.503 TCE_{t-3} & -0.129 D82 & -0.04 D75 + 0.01 D81 \\ & & (0.133) & (0.091) & (0.050) & (0.057) \quad (0.055) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 = 0.8204 & & F(9,28) = 14.206^{**} & & s = 0.0423 \\ DW = 2.37 & & RSS = 0.0500 & & AR 1-2F(2,26) = 0.7811 \\ ARCH F(1,26) = 0.1533 & & NORM \chi^2(2) = 1.0334 & & HET F(18,9) = 0.7985 \\ RESET F(1,27) = 2.3782 & & & & \end{aligned}$$

- ECM condicional com resíduos do modelo (2a): 1958/95

$$\begin{aligned} \Delta x_{s_t} = & -0.254 & -0.261 \Delta x_{s_{t-1}} & -0.666 \Delta x_{s_{t-2}} & + 1.302 \Delta mw_t & + 0.710 \Delta mw_{t-1} & (6b) \\ (SE) & (0.051) & (0.112) & (0.090) & (0.415) & (0.348) \\ & & -0.256 \Delta es_{t-2} & -0.533 TCE_{t-3} & -0.138 D82 & -0.160 \varepsilon_{mw} + 7.928 \varepsilon_{mw}^2 \\ & & (0.129) & (0.099) & (0.050) & (0.571) \quad (10.197) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 = 0.8211 & & F(9,28) = 14.285^{**} & & s = 0.0421578 \\ DW = 2.44 & & RSS = 0.0498 & & AR 1-2F(2,26) = 1.1215 \\ ARCH F(1,26) = 0.0002 & & NORM \chi^2(2) = 0.68011 & & HET F(17,10) = 0.56437 \\ RESET F(1,27) = 1.7021 & & & & \end{aligned}$$

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 no Quadro 21.

Quadro 21

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

Ho:posto=p	Testes do Maior Autovalor			Testes do Traço		
	$-T\log(1-\gamma)$	$-(T-nm)\log(1-\gamma)$	95%	$-T\sum\log(1-\gamma)$	$-(T-nm)\sum\log(1-\gamma)$	95%
p = 0	21.96*	20.31 ⁺	21.0	25.78	23.84	29.7
p ≤ 1	3.783	3.499	14.1	3.821	3.534	15.4
p ≤ 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

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 do Quadro 21, 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 de *eb* e *mw* não rejeita a hipótese nula, de modo que parece possível considerar tais variáveis exógenas fracas.¹¹

¹¹ É importante ressaltar que testes individuais das restrições $\alpha_{21} = 0$ e $\alpha_{31} = 0$ também não rejeitam a hipótese nula, corroborando essa conclusão.

Quadro 22

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)		
<i>xb</i>	<i>mw</i>	<i>eb</i>
1.000	-0.2806	-0.7747

Vetor de ajustamento restrito (normalizado)		
<i>xb</i>	<i>mw</i>	<i>eb</i>
-0.3485	0.0000	0.0000

Teste LR: $\chi^2 (\approx 2) = 3.3663$

O ECM estimado para as exportações de básicos parece relativamente bem especificado, havendo apenas alguma indicação de processo ARCH nos resíduos. A Figura 8 mostra a constância dos parâmetros do modelo.

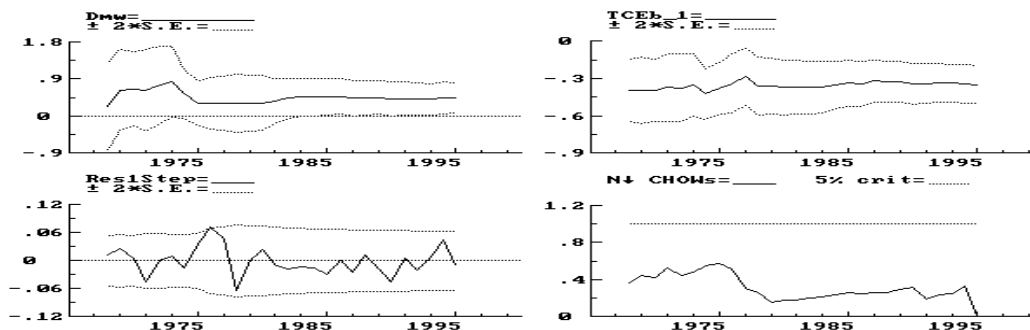
Quadro 23

ECM para as exportações de básicos: 1956/95

$\Delta xb_t = 0.330$ (SE) (0.073)	$+ 0.435 \Delta mw_t$ (0.186)	$- 0.346 TCE_{t-1}$ (0.076)	$- 0.063 D62$ (0.032)	$+ 0.090 D72-73$ (0.025)	(7)
	$- 0.102 D86$ (0.033)				
$R^2 = 0.6296$		$F(5,34) = 11.557^{**}$		$s = 0.0318$	
$DW = 1.80$		$RSS = 0.0344$		$AR\ 1-2F(2,32) = 1.1562$	
$ARCH\ F(1,32) = 3.8021^+$		$NORM\ \chi^2(2) = 1.2676$		$HET\ F(9,24) = 1.254$	
$FORM\ F(13,20) = 1.121$		$RESET\ F(1,33) = 0.5633$			

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*. E, 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 do modelo (2a) no ECM condicional. Os resultados, reportados a seguir, parecem confirmar a superexogeneidade de *mw*.

Figura 8
Evolução Recursiva dos Coeficientes, Resíduos um Período à frente e Testes de Chow com Horizonte de Previsão Decrescente [Equação (7)]



Quadro 24
Testes de superexogeneidade de mw

- ECM condicional com **dummies** do modelo (2a): 1956/95

$$\begin{aligned} \Delta x_{bt} = & 0.349 + 0.542 \Delta mw_t - 0.370 \Delta TCE_{t-1} - 0.061 D62 + 0.087 D72-73 & (7a) \\ (SE) & (0.074) (0.215) (0.078) (0.032) (0.025) \\ & - 0.105 D86 + 0.050 D75 + 0.009 D81 \\ & (0.033) (0.035) (0.036) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 = 0.6519 & & F(7,32) = 8.5602^{**} & & s = 0.0318 \\ DW = 1.94 & & RSS = 0.0324 & & AR\ 1-2F(2,30) = 2.1008 \\ ARCH\ F(1,30) = 1.9472 & & NORM\ \chi^2(2) = 2.3155 & & HET\ F(13,18) = 0.6773 \\ RESET\ F(1,27) = 1.0006 & & & & \end{aligned}$$

- ECM condicional com resíduos do modelo (2a): 1956/95

$$\begin{aligned} \Delta x_{bt} = & 0.356 + 0.189 \Delta mw_t - 0.368 TCE_{t-1} - 0.057 D62 + 0.082 D72-73 & (7b) \\ (SE) & (0.075) (0.262) (0.078) (0.032) (0.026) \\ & - 0.117 D86 + 0.561 \varepsilon_{mw} + 4.139 \varepsilon_{mw}^2 \\ & (0.036) (0.384) (7.368) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 = 0.6644 & & F(7,31) = 8.7683^{**} & & s = 0.0317206 \\ DW = 1.92 & & RSS = 0.03119 & & AR\ 1-2F(2,29) = 0.75505 \\ ARCH\ F(1,29) = 4.9031^* & & NORM\ \chi^2(2) = 0.87442 & & HET\ F(12,18) = 1.0353 \\ RESET\ F(1,30) = 1.3903 & & & & \end{aligned}$$

4 - EQUAÇÕES DE IMPORTAÇÃO

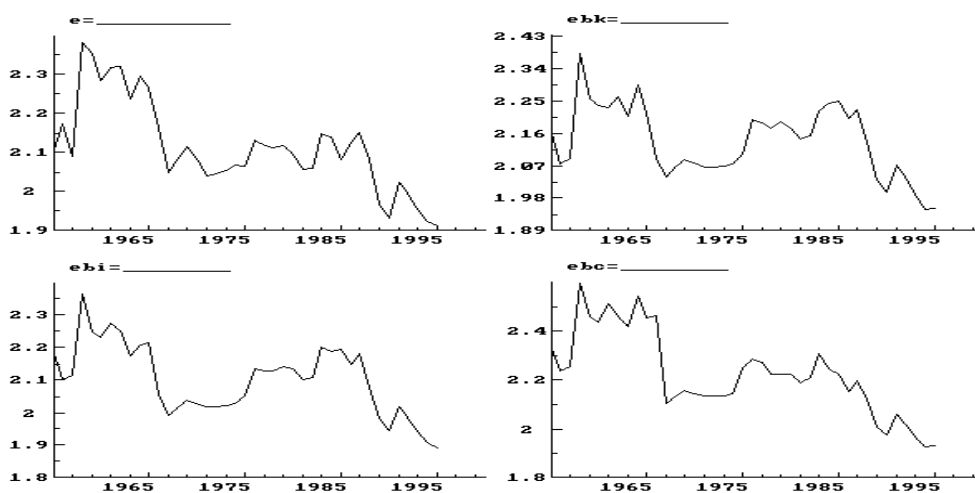
4.1 - Descrição das Variáveis Utilizadas

A especificação de equações de importações adotada neste trabalho não difere das utilizadas na maioria dos trabalhos já publicados sobre o assunto no Brasil [ver, por exemplo, Dib (1985), Zini Jr. (1988), Fachada (1990), Portugal (1992), Zagury (1994)]. As variáveis condicionantes das importações são basicamente

duas: nível de atividade e preços relativos. Utilizam-se o PIB como **proxy** para a primeira e a taxa de câmbio real para a última.

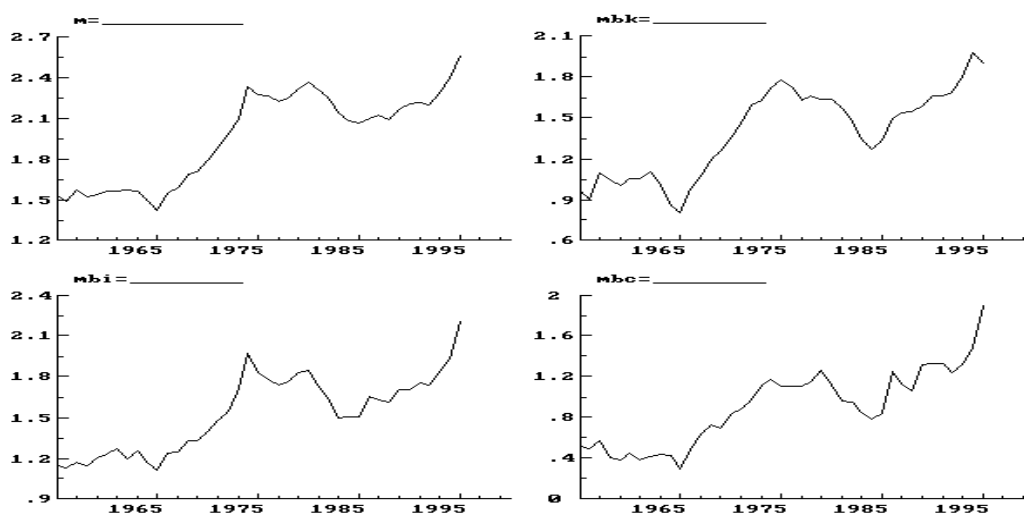
A série de PIB, cujo logaritmo é denotado y , é extraída das Contas Nacionais. O valor das importações FOB, fornecido pelo **Boletim Mensal** do Banco Central, é deflacionado pelo IPA dos Estados Unidos. A notação tem por base a seguinte regra: para as importações totais, o log do valor é denotado m ; para as demais categorias, mbk , mbi e mbc , para bens de capital, bens intermediários exclusive 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 do Brasil. Para o período 1960/80, as séries de taxa de câmbio nominal incluem custos de depósitos compulsórios e ágios de leilões de câmbio.¹² Para os demais anos da amostra utiliza-se a taxa de câmbio das importações do IFS. 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. Os gráficos das séries são apresentados na Figura 9.

Figura 9
Evolução das Taxas de Câmbio Reais por Categoria de Uso e PIB, em Logaritmo



¹² A série é o índice do custo do dólar de Abreu e Horta (1982).

Figura 10
Evolução das Importações Totais e por Categoria de Uso, em Logaritmo



Os resultados dos testes Dickey-Fuller Aumentado encontram-se no Quadro 25. Em todos os casos, não se consegue rejeitar, independentemente da especificação do teste, a hipótese de raiz unitária. Testes ADF na primeira diferença das séries (não-reportados) indicam que todas as variáveis em nível são I(1), pois rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária, isto é, a primeira diferença é estacionária.

Quadro 25
Testes de raiz unitária: 1956/95

variável	ADF (c)		ADF (c,t)	
<i>y</i>	-1.6370	(1)	-0.89590	(1)
<i>e</i>	-0.86685	(2)	-1.6494	(2)
<i>m</i>	-0.65959	(1)	-1.8357	(1)
<i>ebk</i>	-1.2782	(0)	-1.5861	(0)
<i>mbk</i>	-1.6161	(1)	-2.3390	(1)
<i>mbi</i>	-0.17842	(0)	-1.2564	(0)
<i>ebi</i>	-1.2412	(0)	-1.5734	(0)
<i>mbc</i>	-0.063117	(0)	-1.5966	(0)
<i>ebc</i>	-1.3653	(0)	-2.3665	(0)

Obs: ADF(c) e ADF(c,t) denotam, 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). Neste e em todos os quadros apresentados a seguir, **, * e + denotam significância ao nível de 1, 5 e 10%, respectivamente.

4.2 - Importações Totais

Os testes de Johansen para co-integração indicam que o posto de co-integração é igual a 2.¹³ Nesse caso, o teste de exogeneidade fraca de y e e envolveria 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 aceitar a hipótese de que somente tal vetor é significativo no modelo condicional, então é condição suficiente para 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 através de restrições sobre as células da matriz α (ver Quadro 27)

Quadro 26

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

Ho: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 ≤ 1	15.71*	14.53*	14.1	19.5*	18.03*	15.4
p ≤ 2	3.789	3.505	3.8	3.789	3.505	3.8

Vetores de co-integração β' (normalizados)

m	e	y
1.000	3.342	-0.4552
-1.027	1.000	1.813

Vetores de ajustamento α (normalizados)

m	e	y
-0.08220	-0.05961	0.00194
0.01700	-0.1355	-0.0322

	AR 1-2 F(2,32)	NORM χ^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*

¹³ O procedimento de Johansen não identifica os vetores de co-integração, mas a base do espaço dos vetores de co-integração. Assim, quando a dimensão do espaço é maior ou igual a 2, qualquer combinação linear dos vetores é também um vetor estacionário. No entanto, neste caso é possível identificar a “demanda” de importações como sendo o primeiro vetor de co-integração, que parece conter uma relação comportamental plausível, especialmente sob a hipótese de exogeneidade fraca do PIB e do câmbio [ver, por exemplo, Johansen e Juselius (1990)].

Quadro 27

Testes de exogeneidade fraca de y 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 β' restritos (normalizados)

m	e	y
1.000	2.231	-0.7257
-0.4403	1.000	0.9327

Vetores de ajustamento α 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]

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, pode-se conduzir eficientemente a estimação e teste de hipótese analisando-se somente o modelo condicional, ignorando a informação contida nos processos marginais. Analogamente ao modelo das exportações totais, onde se tem 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, uma vez que se garante 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 a hipótese levantada acima.

O modelo a seguir é o condicional, a partir do qual pode-se fazer previsões sobre o valor das importações. As variáveis D74 e D95 assumem 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 estimador de Mínimos Quadrados Ordinários do coeficiente de ajustamento no modelo condicional é igual ao estimador de máxima verossimilhança, sob a restrição de exogeneidade fraca. Os testes de diagnóstico indicam a adequabilidade do modelo em termos de forma funcional, normalidade e homocedasticidade dos resíduos. Além disso, os testes de Chow de previsão com horizonte decrescente apontam para a estabilidade dos parâmetros do modelo condicional. Tentou-se incluir as variáveis explicativas em nível no modelo para corrigir eventuais distorções quando da estimação da relação de longo prazo, mas tais variáveis mostraram-se altamente não-significativas.

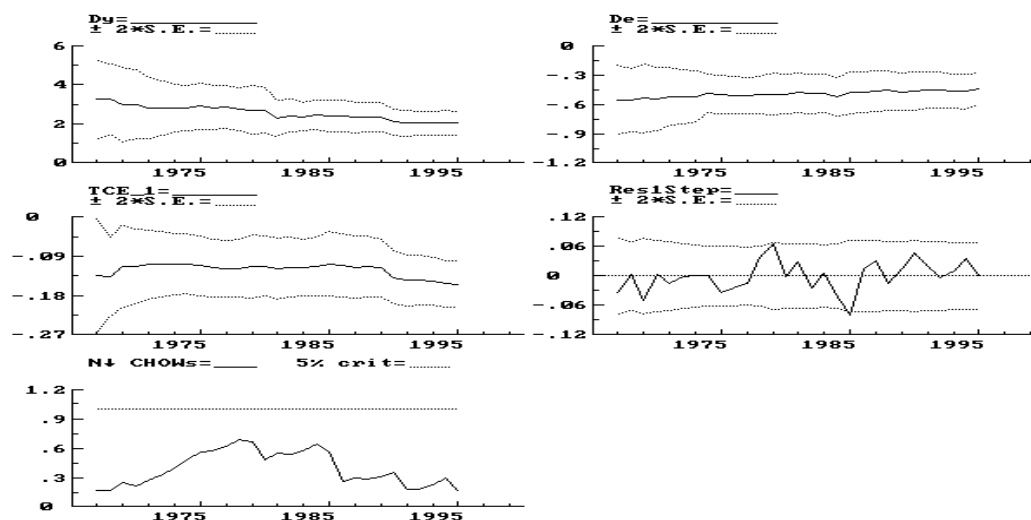
Quadro 28
ECM para as importações totais: 1956/95

$$\Delta m_t = 0.95 + 2.03\Delta y_t - 0.45\Delta e_t - 0.15TCE_{t-1} + 0.20D74 + 0.11D95 \quad (8)$$

(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	

Figura 11
Evolução Recursiva dos Coeficientes, Resíduos um Período à frente e Teste de Chow com Horizonte de Previsão Decrescente [Equação (8)]



Os resultados descritos a seguir indicam que o PIB parece ser superexógeno para os parâmetros da demanda de importações. As variáveis **dummies** introduzidas no modelo marginal não-constante [equação (9)] geram um modelo constante [equação (9a)]. Essas **dummies** são não-significativas no modelo condicional, como se pode ver na equação (8a). Nas equações (8b) e (8c), testam-se a significância dos resíduos da equação (9a) e funções destes.

O câmbio real, por sua vez, pode ser representado por um processo estocástico sem quebras estruturais, tal como a equação (10) (não-normal). Na equação (8d), 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 indício de superexogeneidade do câmbio.

Quadro 29

Modelo marginal para y: 1956/95

- Modelo sem **dummies**

$$\Delta y_t = \underset{(0.00)}{0.01} + \underset{(0.14)}{0.51} \Delta y_{t-1} \quad (9)$$

$R^2 = 0.263567$	$F(1, 37) = 13.242^{**}$	$s = 0.0162882$
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	

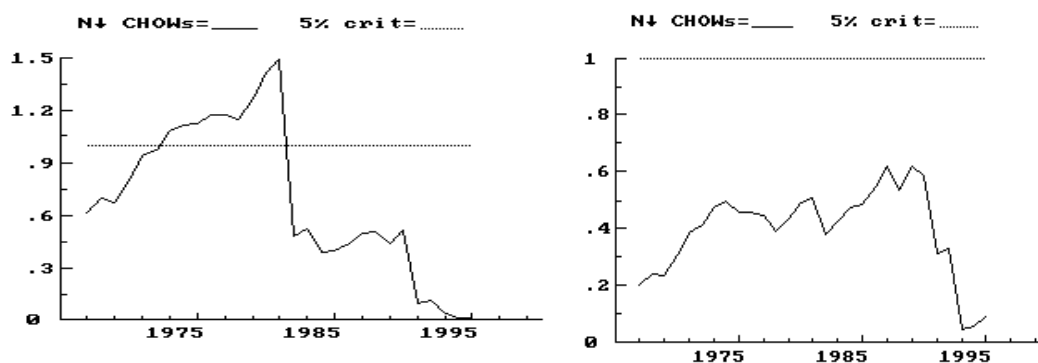
- Modelo com **dummies**

$$\Delta y_t = \underset{(0.00)}{0.02} + \underset{(0.11)}{0.48} \Delta y_{t-1} + \underset{(0.01)}{0.06} D81 + \underset{(0.01)}{0.03} D83 + \underset{(0.01)}{0.02} D8890 \quad (9a)$$

$R^2 = 0.632268$	$F(4, 34) = 14.615^{**}$	$s = 0.012007$
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	

Figura 12

Teste de Chow com Horizonte de Previsão Decrescente [Equações (9) e (9a)]



Quadro 30

Testes de superexogeneidade de y : 1956/95

- ECM condicional com **dummies** do modelo (3)

$$\Delta m_t = \underset{(0.18)}{0.96} + \underset{(0.41)}{2.17}\Delta y_t - \underset{(0.09)}{0.44}\Delta e_t - \underset{(0.03)}{0.16}TCE_{t-1} + \underset{(0.04)}{0.20}D74 + \underset{(0.04)}{0.11}D95 - \underset{(0.04)}{0.03}D81 + \underset{(0.04)}{0.00}D83 - \underset{(0.03)}{0.01}D8890 \quad (8a)$$

$R^2 = 0.812094$	$F(8, 30) = 16.207^{**}$	$s = 0.0355903$
$DW = 1.69$	$RSS = 0.03800$	$AR\ 1-2F(2, 28) = 0.52092$
$ARCH\ 1\ F(1, 28) = 0.50427$	$NORM\ \chi^2(2) = 1.76$	$HET\ F(15, 14) = 0.24824$
$RESET\ F(1, 29) = 0.059063$		

- ECM condicional com resíduos do modelo (3)

$$\Delta m_t = \underset{(0.18)}{0.96} + \underset{(0.41)}{2.08}\Delta y_t - \underset{(0.09)}{0.45}\Delta e_t - \underset{(0.03)}{0.16}TCE_{t-1} + \underset{(0.04)}{0.20}D74 + \underset{(0.04)}{0.11}D95 - \underset{(0.71)}{0.11}u + \underset{(3.71)}{0.45}u^2 \quad (8b)$$

$R^2 = 0.807802$	$F(7, 31) = 18.613^{**}$	$s = 0.0354091$
$DW = 1.71$	$RSS = 0.03886$	$AR\ 1-2F(2, 29) = 0.34936$
$ARCH\ 1\ F(1, 29) = 0.64282$	$NORM\ \chi^2(2) = 1.7636$	$HET\ F(13, 17) = 0.36971$
$RESET\ F(1, 30) = 0.03569$		

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 do modelo (3)

$$\Delta m_t = \underset{(0.21)}{1.05} + \underset{(0.42)}{2.08}\Delta y_t - \underset{(0.12)}{0.49}\Delta e_t - \underset{(0.03)}{0.17}TCE_{t-1} + \underset{(0.04)}{0.20}D74 + \underset{(0.04)}{0.09}D95 - \underset{(0.75)}{0.36}u - \underset{(0.31)}{0.26}ma \quad (8c)$$

$R^2 = 0.807383$	$F(7, 29) = 17.365$	$s = 0.0359542$
$DW = 1.71$	$RSS = 0.0374883$	$AR\ 1-2F(2, 27) = 0.37089$
$ARCH\ 1\ F(1, 27) = 0.3953$	$NORM\ \chi^2(2) = 1.558$	$HET\ F(14, 14) = 0.28959$
$RESET\ F(1, 28) = 0.041008$		

Teste de Wald (restrições zero aos coeficientes de u e ma): $F(2, 29) = 0.3653$ [0.6971]

Quadro 31
Modelo marginal para e : 1957/95

$$\Delta e_t = \underset{(0.01)}{-0.01} - \underset{(0.11)}{0.32} \Delta e_{t-2} \quad (10)$$

$R^2 = 0.208442$	$F(1, 35) = 9.2166^{**}$	$s = 0.0456596$
$DW = 1.77$	$RSS = 0.07296802698$	$AR\ 1-2F(2, 33) = 0.85406$
$ARCH\ 1\ F(1, 33) = 0.03562$	$NORM\ \chi^2(2) = 1.0673$	$HET\ F(2, 32) = 0.074244$
$FORM\ F(2, 32) = 0.074244$	$RESET\ F(1, 34) = 1.0435$	

Quadro 32
Testes de superexogeneidade de e : 1957/95

- ECM condicional com resíduos e resíduos ao quadrado do modelo (10)

$$\Delta m_t = \underset{(0.19)}{0.96} + \underset{(0.34)}{1.97} \Delta y_t - \underset{(0.28)}{0.49} \Delta e_t - \underset{(0.03)}{0.16} TCE_{t-1} + \underset{(0.04)}{0.20} D74 + \underset{(0.04)}{0.11} D95 - \underset{(0.31)}{0.00} eres - \underset{(2.19)}{0.94} eres^2 \quad (8d)$$

$R^2 = 0.80377$	$F(7, 29) = 16.969^{**}$	$s = 0.0362898$
$DW = 1.77$	$RSS = 0.03819161849$	$AR\ 1-2F(2, 28) = 0.2105$
$ARCH\ 1\ F(1, 27) = 0.48162$	$NORM\ \chi^2(2) = 2.0415$	$HET\ F(13, 15) = 0.44768$
$RESET\ F(1, 28) = 0.019319$		

4.3 - Importações de Bens de Capital

Ao contrário do resultado obtido para o total das importações, o teste de Johansen para co-integração sugere a existência de apenas um vetor de co-integração. Nesse caso, o teste de exogeneidade fraca resume-se a testar a significância dos coeficientes de ajustamento das equações de ebk e y .

A estatística do teste de exogeneidade fraca de ebk e de y para os parâmetros da "demanda" de importações, apresentada no Quadro 34, indica 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.

Quadro 33

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

Ho:ponto=p	Testes do Maior Autovalor			Testes do Traço		
	-Tlog(1- γ)	-(T-nm)log(1- γ)	95%	-T Σ log(1- γ)	-(T-nm) Σ log(1- γ)	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 β' (normalizado)

mbk	ebk	y
1.000	2.226	-0.9741

Vetor de ajustamento α (normalizado)

mbk	ebk	y
-0.1890	-0.01868	0.02295

	AR 1-2 F(2,34)	NORM χ^2 (2)	ARCH 1 F(1,32)	HET
mbk	1.2525	1.9853	1.1725	0.39211
ebk	0.98605	12.51**	0.05	1.8114
y	2.1303	1.3922	0.19323	0.69

Quadro 34

Teste de exogeneidade fraca de y e ebk: 1956/95

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

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

Vetor de co-integração restrito β' (normalizado)

mbk	ebk	y
1.000	2.402	-0.8902

Vetor de ajustamento restrito α (normalizado)

mbk	ebk	y
-0.2626	0.0000	0.0000

Teste LR: $\chi^2 (\approx 2) = 2.8674$ [0.2384]

O ECM para a importação de bens de capital [equação (11)] revela-se um modelo muito bem ajustado, que passa em todos os testes de diagnóstico e tem coeficientes estimados altamente significativos. Como na seção 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 [equação (11)] possui uma quebra estrutural em 1995, segundo os testes de Chow de previsão um período à frente e de previsão com período decrescente. A introdução de uma variável **dummy**, que assume o valor 1 em 1995, e zero caso contrário, elimina tal quebra.

Quadro 35

ECM para a importação de bens de capital: 1956/95

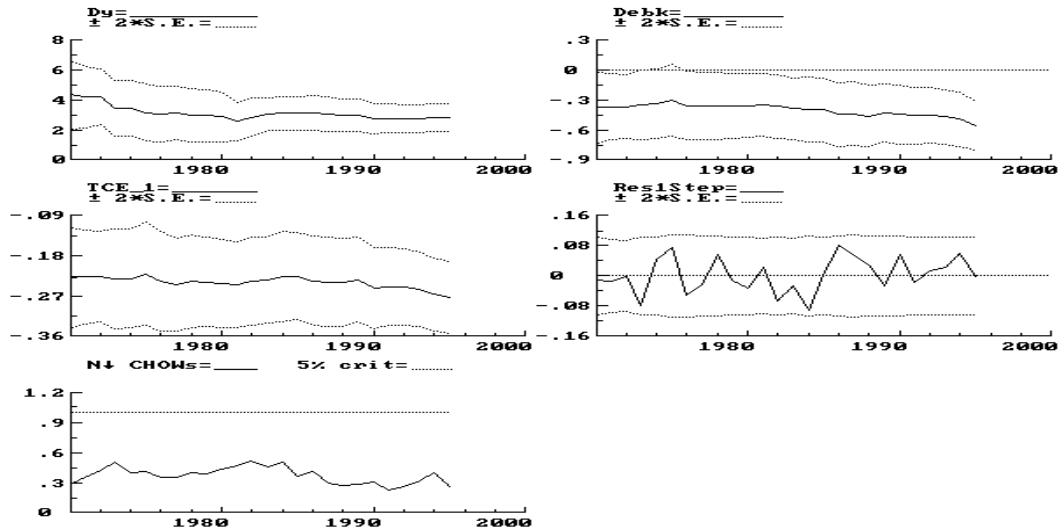
$$\Delta mbk_t = \underset{(0.25)}{1.64} + \underset{(0.47)}{2.82\Delta y_t} - \underset{(0.12)}{0.56\Delta ebk_t} - \underset{(0.04)}{0.27TCE_{t-1}} - \underset{(0.05)}{0.14D95} \quad (11)$$

$R^2 = 0.701709$	$F(4, 34) = 19.996^{**}$	$s = 0.0513729$
$DW = 1.66$	$RSS = 0.0897320$	$AR\ 1-2F(2, 32) = 0.51168$
$ARCH\ 1\ F(1, 32) = 1.4161$	$NORM\ \chi^2(2) = 0.087443$	$HET\ F(8, 25) = 1.8301$
$FORM\ F(11, 22) = 1.2924$	$RESET\ F(1, 33) = 0.15114$	

O modelo marginal do PIB [equação (9)], como já discutido anteriormente, passa em todos os testes de diagnóstico, mas é não-constante. As **dummies** adicionadas a este modelo, para torná-lo constante, são testadas no modelo condicional. Elas são não-significativas, o que indica 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.

A equação (12) é o modelo do câmbio, que também passa nos testes de diagnóstico e é não-constante. Os resíduos da equação (12), e funções destes, testados na equação (11c), são não-significativos. Portanto, há indícios de que o câmbio é superexógeno para outras classes de intervenção (representadas pelos resíduos do modelo marginal).

Figura 13
Evolução Recursiva dos Coeficientes, Resíduos um Período à frente e Teste de Chow com Horizonte de Previsão Decrescente [Equação (11)]



Quadro 36
Testes de superexogeneidade de y: 1956/95

- ECM condicional com **dummies** do modelo (9a)

$$\Delta mbk_t = 1.66 + 2.86\Delta y_t - 0.54\Delta bk_t - 0.28TCE_{t-1} - 0.14D95 - 0.03D81 + 0.03D83 - 0.01D8890 \quad (11a)$$

(0.26) (0.63) (0.13) (0.04) (0.05) (0.06) (0.06) (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 do modelo (9a)

$$\Delta mbk_t = 1.77 + 3.44y_t - 0.55\Delta bk_t - 0.29TCE_{t-1} - 0.16D95 - 1.83res - 73.34res^2 \quad (11b)$$

(0.24) (0.58) (0.12) (0.04) (0.05) (0.95) (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

Quadro 37

Modelo marginal para *ebk*: 1957/95

$$\Delta ebk_t = -0.22 \Delta ebk_{t-2} \quad (12)$$

(0.16)

$R^2 = 0.0502871$	$s = 0.0699534$	$DW = 1.89$
$RSS = 0.1810587854$	$AR\ 1-2F(2, 35) = 8.056^{**}$	$ARCH\ 1\ F(1, 35) = 19.939^{**}$
$NORM\ \chi^2(2) = 14.519^{**}$	$HET\ F(2, 34) = 0.609$	$FORM\ F(2, 34) = 0.609$
$RESET\ F(1, 36) = 0.38063$		

Quadro 38

Teste de superexogeneidade de *ebk*: 1956/95

- ECM condicional com resíduos e funções dos resíduos do modelo (12)

$$\Delta mbk_t = 1.56 + 2.49 \Delta y_t - 1.34 \Delta ebk_t - 0.26 TCE_{t-1} - 0.13 D95 + 0.55 res - 4.41 dev - 4.40 arch \quad (11c)$$

(0.26) (0.45) (0.54) (0.04) (0.05) (0.54) (4.11) (4.10)

$R^2 = 0.753799$	$F(7, 29) = 12.684^{**}$	$s = 0.0476532$
$DW = 1.84$	$RSS = 0.06585410179$	$AR\ 1-2F(2, 27) = 0.15609$
$ARCH\ 1\ F(1, 27) = 1.2351$	$NORM\ \chi^2(2) = 0.13259$	$HET\ F(12, 16) = 0.61215$
$RESET\ F(1, 28) = 0.12193$		

4.4 - Importações de Bens Intermediários, exclusive Petróleo

Os testes de Johansen como um todo 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. Entretanto, levando-se em consideração a existência de relações de longo prazo estacionárias para as importações totais e de bens de capital, parece plausível 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 indicam que não se pode rejeitar as restrições zero sobre esses coeficientes de ajustamento (ver Quadro 40).

Quadro 39

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

Ho:posto=p	Testes do Maior Autovalor			Testes do Traço		
	-Tlog(1- γ)	-(T-nm)log(1- γ)	95%	-T Σ log(1- γ)	-(T-nm) Σ log(1- γ)	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 β' (normalizado)

mbi	y	ebi
1.000	-1.215	1.962

Vetor de ajustamento α (normalizado)

mbi	y	ebi
-0.09791	0.01774	-0.00490

	AR 1-2 F(2,34)	NORM χ^2 (2)	ARCH 1 F(1,34)	HET
mbi	0.13965	3.689	0.9371	1.0911
ebi	2.294	11.791**	0.0024687	1.5097
y	2.7348+	1.8453	0.10513	0.29844

Quadro 40

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 β' (normalizado)

mbi	y	ebi
1.000	-0.9402	2.414

Vetor de ajustamento restrito α (normalizado)

mbi	y	ebi
-0.1661	0.0000	0.0000

LR-test, rank=1: χ^2 (\approx 2) = 2.3487 [0.3090]

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 (13)]. Tal como para as demais categorias, o estimador do coeficiente de ajustamento no modelo condicional é próximo do estimador de máxima verossimilhança.

Quadro 41

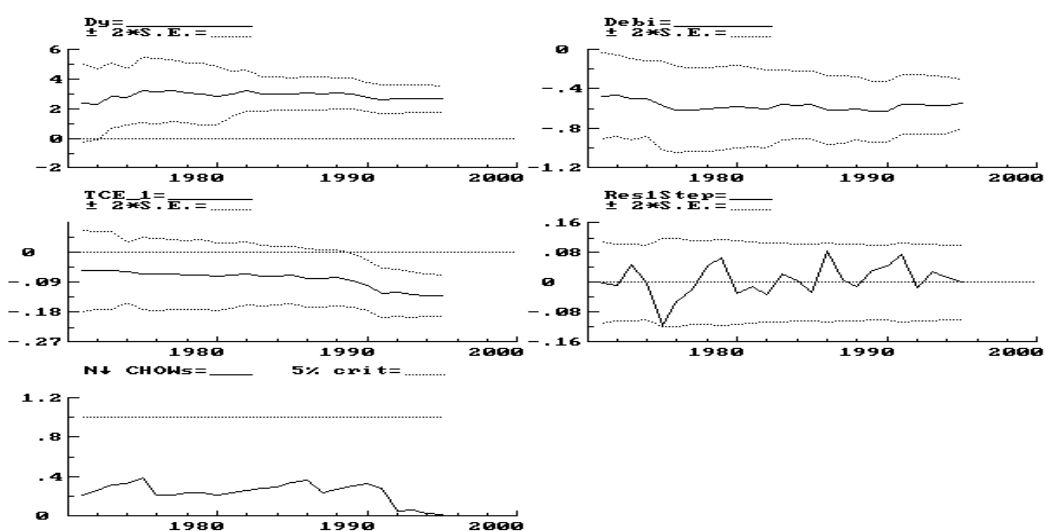
ECM para as importações de bens intermediários: 1956/95

$$\Delta mbi_t = \underset{(0.19)}{0.76} + \underset{(0.45)}{2.63\Delta y_t} - \underset{(0.12)}{0.55\Delta ebi_t} - \underset{(0.03)}{0.13TCE_{t-1}} + \underset{(0.05)}{0.22D74} + \underset{(0.05)}{0.21D95} \quad (13)$$

$R^2 = 0.758445$	$F(5, 33) = 20.723^{**}$	$s = 0.0495775$
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	

Figura 14

Evolução Recursiva dos Coeficientes, Resíduos um Período à frente e Teste de Chow com Horizonte de Previsão Decrescente [Equação (13)]



As classes de intervenção responsáveis por mudanças estruturais no PIB também são não-significativas na “demanda” de importações de bens intermediários, como se vê no Quadro 42. Da mesma forma, outras classes de intervenção no processo do PIB, que não as imputadas 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.

Quadro 42

Testes de superexogeneidade de y : 1956/95

- ECM condicional com **dummies** do modelo de (9a)

$$\Delta mbi_t = 0.74 + 2.46\Delta y_t - 0.53\Delta ebi_t - 0.13TCE_{t-1} + 0.22D74 + 0.21D95 + 0.03D81 + 0.02D83 - 0.00D8890 \quad (13a)$$

(0.21) (0.61) (0.14) (0.03) (0.05) (0.05) (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 χ^2 (2) = 0.87891	HET F(10, 22) = 0.32449
RESET F(1, 29) = 1.0965		

- ECM condicional com resíduos e resíduos ao quadrado do modelo (9a)

$$\Delta mbi_t = 0.72 + 2.60\Delta y_t - 0.54\Delta ebi_t - 0.12TCE_{t-1} + 0.23D74 + 0.22D95 + 0.22res + 6.08res^2 \quad (13b)$$

(0.21) (0.60) (0.13) (0.03) (0.05) (0.05) (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 χ^2 (2) = 0.31773	HET F(12, 18) = 0.42649
RESET F(1, 30) = 0.012573		

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, reportado no Quadro 44, indica que nenhum desses componentes é significativo no modelo condicional, donde resulta a aceitação da hipótese de superexogeneidade do câmbio.

Quadro 43

Modelo marginal de ebi : 1957/95

$$\Delta ebi_t = -0.29\Delta ebi_{t-2} \quad (14)$$

(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 χ^2 (2) = 16.104**	HET F(2, 34) = 0.24461	RESET F(1, 36) = 0.69519

Quadro 44

Teste de superexogeneidade de *ebi*: 1957/95

ECM condicional com resíduos e funções dos resíduos do modelo (14)

$$\Delta mbi_t = 0.81 + 2.5505\Delta y_t - 0.69\Delta ebi_t - 0.14TCE_{t-1} + 0.23D74 + 0.21D95 + 0.05ARCH - 0.04res + 0.05dev \quad (13c)$$

(0.22)
(0.47)
(0.48)
(0.04)
(0.05)
(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 χ^2 (2) = 1.0094	HET F(14, 13) = 0.45123
RESET F(1, 27) = 0.00099646		

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. Vale dizer, esta suposição será adotada aqui, baseada nos mesmos argumentos utilizados na seção anterior.

Devido à não-aderência e 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 de longo prazo parecem ser consistentes com as das demais categorias de uso.

Quadro 45

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

Ho:posto=p	Testes do Maior Autovalor			Testes do Traço		
	-Tlog(1- γ)	-(T-nm)log(1- γ)	95%	-T Σ log(1- γ)	-(T-nm) Σ log(1- γ)	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 β' (normalizado)

mbc	ebc	y
1.000	1.645	-0.8304

Vetor de ajustamento α (normalizado)

mbc	ebc	y
-0.2742	-0.04570	0.01620

	AR 1-2 F(2,34)	NORM χ^2 (2)	ARCH 1 F(1,34)	HET
mbc	1.1248	4.3002	0.00022079	1.367
ebc	0.66046	29.706**	0.11907	0.75545
y	2.988+	1.8453	0.034488	0.35036

Quadro 46

Teste de exogeneidade fraca de *ebc* e *y* para os parâmetros de longo prazo

Vetor de co-integração restrito β' (normalizado)

mbc	ebc	y
1.000	1.644	-0.7220

Vetor de ajustamento restrito α (normalizado)

mbc	ebc	y
-0.3829	0.0000	0.0000

LR-test, rank=1: χ^2 (\approx 2) = 1.4744 [0.4785]

Quadro 47

ECM para importações de bens de consumo: 1956/95

$$\Delta mbc_t = 1.01 + 2.29\Delta y_t - 0.49\Delta ebc_t - 0.25TCE_{t-1} + 0.28D86 + 0.22D9495 \quad (15)$$

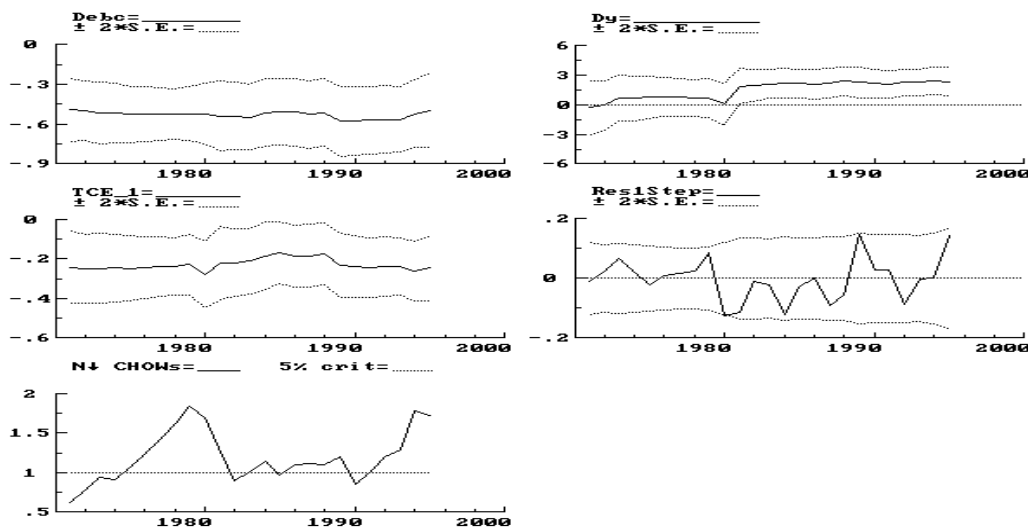
(0.34)
(0.74)
(0.14)
(0.08)
(0.09)
(0.06)

$R^2 = 0.666561$	$F(5, 33) = 13.194^{**}$	$s = 0.0827016$
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	

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

Figura 15

Evolução Recursiva dos Coeficientes, Resíduos um Período à frente e Teste de Chow com Horizonte de Previsão Decrescente [Equação (15)]



5 - SIMULAÇÕES

As tabelas a seguir 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 1996/2000, sob três cenários distintos, correspondentes a diferentes hipóteses de crescimento do PIB e da taxa de câmbio real.

O cenário básico (Cenário 1) pressupõe taxas de crescimento anuais do PIB de 3,1% em 1996, 4% em 1997, 4,5% em 1998/99 e, novamente, 4% no ano 2000 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 5% em 1997 e 1998; e o Cenário 3 mantém a hipótese inicial de uma taxa de câmbio real constante, mas supõe um crescimento mais moderado do PIB (3,1% em 1996, 3% em 1997, 3,5% em 1998/99 e 3% no ano 2000). Repare 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.

Cabe ressaltar que, como as taxas de câmbio real variam na mesma proporção para todas as categorias de exportação e importação, tais variações podem ser interpretadas como decorrentes exclusivamente de mudanças no câmbio nominal.

Em todos os cenários, supõe-se uma taxa de inflação norte-americana de 2,5% a.a. e um crescimento do valor das importações mundiais de 7% em 1996, 7,2% em 1997, 6% em 1998 e 5,5% nos anos seguintes — em conformidade com projeções do Banco Mundial e do **Project Link World Outlook**.

As notações “ $x^*=xb+x_s+x_m$ ” e “ $m^*=mb_k+m_{bi}+m_{bc}$ ” correspondem às previsões de crescimento das exportações e importações totais a partir das previsões setoriais.¹⁴ É interessante observar as diferenças entre as previsões desse modelo “desagregado” e as obtidas diretamente das equações estimadas para as exportações e importações totais (modelo “agregado”), o que sugere a ocorrência de distorções nas estimações de equações com diferentes níveis de agregação.

¹⁴ 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.

Tabela 1
Projeções das Taxas de Crescimento (em %) - Cenário 1

variável	1996	1997	1998	1999	2000
<i>y</i>	3.1	4	4.5	4.5	4
<i>e</i>	0	0	0	0	0
<i>x</i>	1.51	4.54	5.61	6.28	6.84
<i>xb</i>	-2.23	0.12	1.12	1.96	2.68
<i>xm</i>	3.69	6.75	14.54	15.47	14.60
<i>xs</i>	8.98	-0.71	8.22	13.34	12.58
<i>x*</i>	3.33	3.67	10.32	12.33	12.02
<i>m</i>	6.36	7.60	7.91	7.17	5.52
<i>mbk</i>	21.30	18.80	15.99	12.59	8.70
<i>mbi</i>	4.93	12.86	12.92	11.61	9.09
<i>mbc</i>	-12.97	-7.61	-4.07	-2.31	-2.05
<i>m*</i>	4.73	10.47	11.02	9.90	7.52

Tabela 2
Projeções do Saldo Comercial (em US\$ milhões) - Cenário 1

	<i>modelo agregado</i>			<i>modelo desagregado</i>		
	<i>x</i>	<i>m</i>	<i>x-m</i>	<i>x*</i>	<i>m*</i>	<i>x*-m*</i>
1996	47210	52821	-5611	48055	52011	-3956
1997	49353	56835	-7482	49818	57458	-7640
1998	52120	61328	-9207	54959	63791	-8832
1999	55395	65727	-10332	61737	70108	-8370
2000	59187	69358	-10172	69159	75379	-6220

Tabela 3
Projeções das Taxas de Crescimento (em %) - Cenário 2

variável	1996	1997	1998	1999	2000
<i>y</i>	3.1	4	4.5	4.5	4
<i>e</i>	0	5	5	0	0
<i>x</i>	1.51	4.54	6.92	8.42	8.15
<i>xb</i>	-2.23	0.12	2.45	4.19	4.14
<i>xm</i>	3.69	9.25	19.82	22.36	20.03
<i>xs</i>	8.98	-0.71	8.22	11.83	11.78
<i>x*</i>	3.33	5.08	13.75	16.82	15.76
<i>m</i>	6.36	5.27	4.16	4.55	3.34
<i>mbk</i>	21.30	15.61	10.13	7.92	5.40
<i>mbi</i>	4.93	9.87	8.76	9.39	7.21
<i>mbc</i>	-12.97	-9.81	-7.65	-4.66	-3.82
<i>m*</i>	4.73	7.58	6.42	6.85	5.17

Tabela 4
Projeções do Saldo Comercial (em US\$ milhões) - Cenário 2

	<i>modelo agregado</i>			<i>modelo desagregado</i>		
	<i>x</i>	<i>m</i>	<i>x-m</i>	<i>x*</i>	<i>m*</i>	<i>x*-m*</i>
1996	47210	52821	-5611	48055	52011	-3956
1997	49353	55604	-6251	50494	55955	-5461
1998	52768	57920	-5152	57434	59546	-2112
1999	57212	60557	-3345	67095	63627	3468
2000	61877	62579	-701	77673	66919	10754

Tabela 5
Projeções das Taxas de Crescimento (em%) - Cenário 3

variável	1996	1997	1998	1999	2000
<i>y</i>	3.1	3	3.5	3.5	3
<i>e</i>	0	0	0	0	0
<i>x</i>	1.51	4.54	5.61	6.28	6.84
<i>xb</i>	-2.23	0.12	1.12	1.96	2.68
<i>xm</i>	3.69	7.59	14.73	16.28	15.58
<i>xs</i>	8.98	-0.71	8.22	13.34	12.58
<i>x*</i>	3.33	4.14	10.45	12.83	12.66
<i>m</i>	6.36	5.50	6.02	5.48	3.99
<i>mbk</i>	21.30	15.61	13.47	10.54	6.99
<i>mbi</i>	4.93	10.03	10.36	9.31	7.03
<i>mbc</i>	-12.97	-9.63	-5.80	-3.81	-3.36
<i>m*</i>	4.73	7.70	8.61	7.79	5.66

Tabela 6
Projeções do Saldo Comercial (em US\$ milhões) - Cenário 3

	<i>modelo agregado</i>			<i>modelo desagregado</i>		
	<i>x</i>	<i>m</i>	<i>x-m</i>	<i>x*</i>	<i>m*</i>	<i>x*-m*</i>
1996	47210	52821	-5611	48055	52011	-3956
1997	49353	55729	-6375	50043	56017	-5974
1998	52120	59085	-6964	55271	60838	-5566
1999	55395	62320	-6925	62364	65577	-3213
2000	59187	64805	-5618	70258	69288	969

A análise dos resultados acima sugere algumas observações interessantes. Em primeiro lugar, constata-se que as previsões do modelo para o ano de 1996 estão, na maioria dos casos, razoavelmente próximas dos valores efetivos projetados a partir dos dados disponíveis até o momento (novembro/96) — o que representa uma indicação positiva a respeito do poder preditivo do modelo. O saldo comercial previsto pelo modelo “desagregado” para 1996 parece compatível com as expectativas correntes de déficit em torno de US\$ 4 bilhões. No caso das exportações, a tendência observada de crescimento moderado do setor de produtos

manufaturados e do total exportado parece ter sido captada adequadamente pelo modelo, enquanto a evolução prevista para o valor exportado de semimanufaturados e básicos parece diferir da observada até o momento, em decorrência, fundamentalmente, das bruscas variações de preço verificadas em tais setores.¹⁵ No que se refere às importações, as previsões do modelo por categoria de uso parecem antecipar corretamente as tendências de crescimento moderado das importações de bens intermediários, forte aumento das importações de bens de capital e marcada redução das importações de bens de consumo, e o total importado previsto parece estar de acordo com o resultado provável.¹⁶

Uma segunda ordem de observações diz respeito às significativas diferenças existentes entre as projeções realizadas a partir das equações de exportação e importação total e a partir das equações desagregadas por setor (fator agregado/categoria de uso). Apesar das 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. Por outro lado, as previsões do modelo “desagregado” estão sujeitas a prováveis distorções associadas às equações de exportação de básicos e importação de bens de consumo, e é possível que o aumento previsto para as exportações de manufaturados a partir de 1998 seja excessivo, o que estaria viesando para cima o resultado das exportações totais (x^*). Não está claro, portanto, se é 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 desvalorização cambial, mantido o crescimento do produto, e de uma redução do crescimento, mantida a taxa de câmbio real, sobre os fluxos de exportação e importação. Consta-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 taxa de câmbio como variável de controle,

¹⁵ Por um lado, o aumento da receita de exportação de básicos verificado até setembro parece resultar, em grande medida, da elevação dos preços de diversos produtos e, por outro lado, a redução do valor exportado de semimanufaturados deriva fundamentalmente da forte queda dos preços de produtos como celulose e alumínio — tendo havido significativo **aumento** (11,3%) do volume exportado no período (**Boletim Conjuntural**, IPEA, out. 1996).

¹⁶ Olhando-se para o total das importações, a diferença entre o valor previsto pelo modelo “agregado” de US\$ 52.8 bilhões e o observado de US\$ 37.5 bilhões até setembro é igual a US\$ 15.4 bilhões; portanto, o acerto da previsão depende de um valor médio das importações totais, para os últimos três meses, da ordem de 5 bilhões. Tal valor é factível, tendo-se em vista a sazonalidade do último trimestre do ano, e está de acordo com as projeções correntes de curto prazo. Para as importações de bens de capital, a mesma conta de chegada resulta num valor médio de US\$ 1.6 bilhão para que a previsão esteja correta; para os bens intermediários e bens de consumo, tais valores teriam que ser iguais a US\$ 1.9 e US\$ 0.9 bilhões, respectivamente. Pelo menos para os últimos, é clara uma subestimação em função do já mencionado efeito sazonal.

relativamente a outros mecanismos de política que afetam o PIB, quando se tem como objetivo aumentar as exportações e/ou reduzir as importações.

É importante destacar, por fim, alguns resultados de caráter geral, válidos para todos os cenários visualizados: **a)** as exportações (totais e por fator agregado) tendem a aumentar a taxas crescentes, pelo menos até 1999;¹⁷ **b)** o crescimento esperado das exportações de básicos para o período é moderado, ao passo que as exportações de semimanufaturados e manufaturados aumentam de forma significativa, especialmente a partir de 1998; **c)** as taxas de crescimento das importações de bens de capital e bens intermediários são sempre elevadas e tendem a convergir para um valor semelhante; **d)** as importações de bens de capital tendem a aumentar a taxas decrescentes ao longo de todo o período; **e)** a taxa de crescimento das importações de bens de consumo é sempre inferior às demais; e **f)** o déficit comercial aumenta nos primeiros anos, mas apresenta tendência de queda nos últimos anos do período.

Evidentemente, tais considerações não pretendem ter caráter conclusivo, dadas as 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 entre medidas alternativas 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 “plausíveis” e resultados relativamente robustos do ponto de vista estatístico, seja 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.

As simulações realizadas na seção anterior sugerem algumas recomendações de política econômica visando à redução do atual déficit comercial do país; em particular, é possível afirmar que desvalorizações da taxa de câmbio real devem revelar-se significativamente mais eficientes, para tal propósito, do que políticas de contenção da demanda agregada.

¹⁷ A única exceção é dada pelas exportações de semimanufaturados em 1997.

APÊNDICE

1 - CÁLCULO DOS ÍNDICES DE INCENTIVOS ÀS EXPORTAÇÕES

1.1 - Exportações de Manufaturados

O índice de incentivos corresponde a 1 + 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.

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, supuseram-se taxas de crescimento iguais às verificadas para o índice de incentivos às exportações de manufaturados descrito em (1.1).

1.3 - Exportações de Semimanufaturados e Básicos

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

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):

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

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 .

3 - CÁLCULO DAS TARIFAS LEGAIS DE IMPORTAÇÃO

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** do Bacen, 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**.

3.2 - Para as Importações por Categoria de Uso

a) Utilizaram-se os dados de Morley (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 cruzeiro), por categoria de uso. Depois, divide-se o total arrecadado pelo valor das importações em cruzeiro (obtidas em **Boletim** do Bacen), 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 esta taxa de variação, completa-se a série entre os anos de 1966/74, 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**.

BIBLIOGRAFIA

- ABREU, M. P., HORTA, M. H. T. T. **Demanda de importações no Brasil: 1960-1980: 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.
- BÄRDSEN, 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.** 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.** IPEA, 1983 (Texto para Discussão Interna, 57).
- BRANCO, F. P. C. **Importações de bens de capitais e substituição de importações.** 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.** Institute of Economics and Statistics, Oxford University, Oxford, 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. 1/2, 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**, 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.
- MACKINNON, J. G. Critical values for co-integration tests. In: ENGLE, R. F. and GRANGER, C. W. J. (eds.). **Long-run economic relationships**, Oxford University Press, 1991.
- MOGUILLANSKY, G. Determinantes de las exportaciones industriales brasileras 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**. 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.
- PHILLIPS, P. C. B., LORETAN, M. Estimating long-run economic equilibria. **Review of Economic Studies**, v. 58, p. 407-436, 1991.
- PINHEIRO, A. C. et alii. **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**, v. 22, n. 3, dez. 1992.
- . A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 23, n. 2, p. 313-348, 1993.
- REIMERS, H. E. **Comparisons of tests for multivariate co-integration**. Christian-Albrechts University, Kiel, 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**, v. 18, n. 3, p. 615-662, 1988.