

A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras*

MARCELO S. PORTUGAL**

Este artigo trata da estimação de equações de exportação em um arcabouço de mecanismo de correção de erros. Damos atenção especial a um possível problema de instabilidade dos parâmetros, resultante da mudança no regime de política comercial induzida pelas medidas de promoção de exportações adotadas durante o período de meados ao final dos anos 60. São estimados modelos de coeficientes fixos e, para investigar a questão da mudança nos parâmetros, utilizados o filtro de Kalman, em suas formas clássica e bayesiana, e a técnica de switching regressions.

1 - Introdução

O comércio exterior tem sido uma preocupação central da política econômica brasileira durante os últimos 10 anos. A crise da dívida em 1982 deu origem à necessidade de obter um expressivo saldo comercial para compensar o déficit na conta corrente. Como os empréstimos externos tornaram-se indisponíveis repentinamente, a única maneira de manter o pagamento dos juros sobre a dívida externa e assegurar o fluxo de importações era incrementar maciçamente as exportações.

Esses problemas severos de balanço de pagamentos motivaram várias tentativas de estimação de equações de comércio para análise de política econômica. No entanto, todo esse trabalho empírico coincide nas suposições de estacionaridade e parâmetros constantes. A preocupação principal deste artigo consiste em que essas suposições podem ser inapropriadas neste contexto, propondo-se, portanto, a investigar esse problema utilizando técnicas que tratam de séries não-estacionárias e coeficientes variáveis no tempo.

A literatura é bastante inadequada no que diz respeito à questão da estabilidade dos coeficientes das equações de comércio exterior brasileiras. Na maior parte dos casos essa questão é mencionada, mas o tratamento dado não vai além da aplicação de testes de estabilidade estrutural. Independentemente do resultado de tais testes, essa questão não é examinada com maior profundidade.

* Gostaria de agradecer a Ken Wallis, Jeff Harrison, Alan Winters, David Collie, Dennis Leech, Sanjay Yadav e a dois pareceristas anônimos por seus comentários a uma versão anterior deste artigo.

** Da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

Como Goldstein e Khan (1985) notaram ao discutir equações de comércio:

“Changes in the basic relationship can either be gradual or sudden, and in either case the resulting parameters will be biased and inconsistent if allowance is not made for the shifts. There are in fact good reasons for expecting that trade relationships are subject to both types of changes. Gradual changes in the elasticities can come about as the pattern of trade changes during the process of economic development or as the result of changes in government trade policies. Sudden shocks such as changes in the exchange rate or exchange rate regime, or large oil price increases can also fundamentally alter the basic demand and supply relationships.”

Em um arcabouço mais geral, Lucas (1976) também argumentou que, como os agentes têm expectativas racionais, os parâmetros podem não permanecer constantes nas relações econométricas depois de mudanças no regime de política. Adicionalmente, a instabilidade dos parâmetros pode ser esperada também como resultado do “efeito-quantum” [Orcutt (1950)] ou de problemas de agregação.

Devido às amplas mudanças na estrutura do comércio exterior brasileiro e às profundas modificações na política comercial durante as três últimas décadas, as equações de comércio exterior brasileiras poderiam estar particularmente sujeitas à instabilidade de parâmetros.

As exportações brasileiras, que anteriormente se concentravam no café, estão agora baseadas em bens manufaturados e semimanufaturados. O processo de substituição de importações redefiniu completamente o perfil da estrutura industrial. Dois importantes planos de substituição de importações – Plano de Metas e II PND – foram particularmente relevantes no encorajamento da substituição de importações em novas indústrias, especialmente nos setores de bens intermediários e bens de capital. Além disso, esse processo de substituição de importações também contribuiu para alterar a composição das importações, reduzindo substancialmente a parcela de bens de consumo.

A política cambial mudou de um sistema de taxa única para um sistema de taxas múltiplas e vice-versa. De tempos em tempos, foram impostos controles diretos e custos adicionais sobre as importações. Ocorreram também mudanças substanciais na política tarifária e foi introduzido um sistema bastante generoso de incentivos às exportações.

A suposição de estacionaridade fraca, ou seja, de que primeiro e segundo momentos de uma série temporal não variam com o tempo, teve um papel importante no desenvolvimento de métodos econométricos clássicos. Posteriormente, analistas de séries temporais chamaram a atenção para tipos de tendências, na média e na variância, e Box e Jenkins (1970) popularizaram o enfoque de diferenciação de uma série para reduzi-la à estacionaridade. Tal série é definida como estacionária após a diferenciação (*difference-stationary*) ou integrada. Equivalentemente, podemos afirmar que seu operador auto-regressivo contém uma ou mais raízes unitárias. Box e Jenkins apresentaram métodos de julgamento informal para determinar o grau de diferenciação requerido, ou seja, a ordem de integração ou número de raízes unitárias. Somente mais tarde foram desenvolvidos testes de hipóteses formais [Fuller (1976)]. Embora seja possível tornar estacionária uma série ao tomar sua

primeira diferença, esse enfoque implica a perda de todas as propriedades de longo prazo do modelo.

Nos trabalhos anteriores sobre o comércio exterior brasileiro, a estacionaridade sempre foi considerada garantida, por hipótese. Não foi feita nenhuma tentativa de testar a presença de raízes unitárias nos dados. À luz dos resultados obtidos por Nelson e Plosser (1982), revelando a presença de raízes unitárias em várias séries temporais econômicas, parece inadequado tratar essa questão através de uma suposição. De fato, há muito tempo Granger (1966) proporcionou evidências sobre a inadequação de assumir estacionaridade ao lidar com séries temporais econômicas. A “forma espectral típica” observada nessas séries, com altos valores a baixas frequências, é uma indicação do quanto são importantes as tendências nesse tipo de série.

Portanto, a abordagem adotada neste artigo consiste em testar inicialmente a presença de raízes unitárias e co-integração e, em seguida, utilizar o método de correção de erros para modelar os dados. A vantagem de usar um mecanismo de correção de erros (ECM) está baseada no fato de a teoria econômica ser usada para estabelecer somente a relação de longo prazo entre as variáveis, enquanto a dinâmica de curto prazo é determinada pelos dados. Um enfoque “do geral para o particular” é adotado para lidar com a questão da dinâmica. Começamos com uma estrutura dinâmica bastante geral e testamos restrições sucessivas que são aceitáveis pelos dados e economicamente significativas para obter uma dinâmica mais simples.

A questão de como tratar com a dinâmica, especialmente quando são usados dados trimestrais, é também um problema comum quando se considera o trabalho empírico sobre equações de comércio exterior brasileiras. Nenhum dos trabalhos existentes emprega algo mais complexo do que o modelo de ajustamento parcial simples. O uso de um mecanismo de correção de erros e do enfoque “do geral para o particular”, mencionado acima, é útil também para superar esse problema.

O principal objetivo deste artigo é, portanto, a estimação e análise de modelos de equações de exportação que consideram as questões da não-estacionaridade e da instabilidade dos parâmetros. Vamos nos concentrar em modelos de exportações industriais que são estimados utilizando dados anuais e trimestrais [Portugal (1992)].

Além desta introdução, o artigo contém três seções. Na próxima, apresentamos as estimações do modelo de coeficientes fixos utilizando um mecanismo de correção de erros. Na terceira seção são introduzidos os modelos de parâmetros variáveis no tempo e a seção final apresenta algumas conclusões e observações.

2 - Modelos de parâmetros fixos

Nesta seção apresentamos as estimativas de parâmetros fixos para as equações de oferta e demanda das exportações industriais. As estimações são conduzidas utilizando mínimos quadrados em dois estágios (2SLS). Os métodos de informação completa, como mínimos quadrados em três estágios (3SLS) e máxima verossimilhança

com informação completa (FIML), são normalmente preferidos por gerarem estimadores assintoticamente eficientes, sob a suposição de que o modelo está especificado adequadamente. Se o modelo não estiver correto, esses métodos podem conduzir a estimativas inconsistentes, que podem ser transferidas de uma equação para o restante do sistema. Já que não há consenso sobre a especificação exata do modelo, optamos por usar 2SLS para restringir o efeito do erro de especificação sobre a equação em consideração.¹

Embora a participação brasileira nas exportações mundiais não seja muito grande, tornou-se usual na literatura estimar um modelo de equações simultâneas. Argumenta-se que, como tal participação vem crescendo, o uso de um modelo de duas equações torna-se cada vez mais apropriado. Supõe-se que a oferta de exportações seja função da taxa de câmbio real e do nível de utilização de capacidade na economia, enquanto a equação de demanda inclui a renda mundial e os preços relativos como variáveis explicativas. São feitas estimativas para as exportações industriais usando dados anuais e trimestrais. Uma descrição das variáveis e fontes utilizadas pode ser encontrada no Apêndice.

Começamos pelo teste da ordem de integração de cada uma das variáveis a serem usadas. Os testes de Durbin-Watson (DW), Dickey e Fuller (DF), Dickey e Fuller Ampliado (ADF) e Phillips e Perron (PP) são implementados nas três versões possíveis. Por limitações de espaço, o DF e o ADF são apresentados somente na versão que inclui a constante, enquanto o teste PP apresentado é calculado a partir de uma regressão auxiliar com uma constante e com tendência.² No caso dos dados trimestrais, implementamos também o teste de integração sazonal proposto por Hylleberg *et alii* (1990).

Seguimos o método de Engle e Granger (1987), estimando inicialmente a regressão co-integrada para obter as elasticidades de longo prazo e, a seguir, utilizando os resíduos no mecanismo de correção de erros. Uma abordagem “do geral para o particular” é adotada para modelar a dinâmica de curto prazo. Começamos pela estimação do ECM com uma estrutura dinâmica bastante geral, que foi então restrita para se obter uma especificação mais parcimoniosa.

Embora a representação da correção de erros seja atualmente lugar-comum quando se trabalha com modelos de equação única, a extensão para sistemas de equações também encontra respaldo na literatura [Hendry (1988) e Davidson e Hall (1991)]. Sabe-se que o método de Engle e Granger não é totalmente satisfatório, já que a omissão da dinâmica no primeiro passo pode causar pequeno viés amostral e somente permite um vetor de co-integração. Apesar disso, como um dos objetivos deste artigo consiste em estimar modelos de parâmetros variáveis no tempo,

1 O uso de 2SLS também simplifica problemas relacionados à próxima seção deste artigo, já que a estimação de modelos de parâmetros variáveis no tempo pode ser mais facilmente realizada neste arcabouço.

2 Para obter o corte na defasagem (*truncation lag*) para os testes de raízes unitárias começamos com quatro defasagens, que foram reduzidas sucessivamente, até que a última defasagem fosse significativa.

decidimos manter o método de Engle e Granger porque é mais fácil estendê-lo naquela direção.³

2.1 - Estimativas com dados anuais

Nas estimativas apresentadas abaixo utilizamos dados anuais para as exportações industriais no período 1950/88. Os problemas para a obtenção de uma série tão longa de dados são consideráveis e deve-se esclarecer que os dados disponíveis não são completamente satisfatórios. Os detalhes sobre os procedimentos de construção das séries, suas fontes e nomes podem ser encontrados no Apêndice.⁴

Os testes de raiz unitária para as séries de dados anuais são apresentados na Tabela 1. Os valores críticos para os testes podem ser encontrados em Fuller (1976), Sargan e Bhargava (1983) e MacKinnon (1991). Todos os testes apontam na mesma direção. As variáveis em nível são $I(1)$, enquanto as diferenças são $I(0)$.

As equações (1s) e (1d) são, respectivamente, as equações de oferta e demanda co-integradas. Todos os coeficientes têm o sinal correto e são significativos ao nível de 5%. Além disso, os testes de raiz unitária mostram que as variáveis co-integram, já que os resíduos são $I(0)$.⁵

A elasticidade-preço da demanda é bastante alta, confirmando parcialmente a hipótese de que as exportações brasileiras não afetam os preços internacionais [Braga e Markwald (1983)]. Portanto, um modelo simultâneo não é realmente necessário quando se considera a estimação da equação de oferta. Sua estimação através de OLS gera coeficientes muito próximo àqueles das estimações 2SLS. As estimações OLS para o preço e a utilização de capacidade foram, respectivamente, 2,35 e -5,19. A principal vantagem da abordagem por modelo simultâneo consiste, portanto, em obter uma estimativa para a elasticidade-renda da demanda.⁶

Quanto à equação de oferta, a observação mais importante refere-se ao alto valor da elasticidade da utilização de capacidade. Isso indica uma substancial flexibilidade de deslocamento entre os mercados externo e doméstico. Essa característica é

3 Uma abordagem mais adequada encontra-se no método de Johansen, proposto por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). Uma aplicação do método de Johansen para a demanda por importações brasileira pode ser encontrada em Portugal (1992).

4 As estimações desta seção foram implementadas usando Microfit 3.0, RATS 3.11 e PC-Give 6.01. Para facilitar a compreensão dos nomes das variáveis, note que l significa o logaritmo natural, Δ a primeira diferença, rer a taxa de câmbio real, qx o índice de *quantum* de exportação, u o nível de utilização da capacidade, rp os preços relativos e yw a renda mundial. As letras a ou q no final do nome da variável denotam, respectivamente, dados anuais ou trimestrais.

5 De fato, o teste PP para a equação de oferta mostra resultado marginalmente menor do que o valor crítico de -2,93.

6 Utilizamos como instrumentos todas as variáveis exógenas, incluindo a constante. O preço de exportação foi excluído de variáveis como $1rer5a$ e $1rp4a$ quando essas foram utilizadas como instrumentos, para assegurar que somente as variáveis exógenas fossem usadas.

TABELA 1

Testes de raiz unitária

	DW	DF	ADF	PP	
<i>lqx2a</i>	0,036	0,267	2,123	0,37	<i>I</i> (1)
<i>lrer5a</i>	0,180	-2,044	-1,663	-2,08	<i>I</i> (1)
<i>lu12a</i>	0,549	-2,246	-2,805	-2,34	<i>I</i> (1)
<i>lrp4a</i>	0,535	-2,143	-1,937	-2,39	<i>I</i> (1)
<i>lyw3a</i>	0,021	1,952	0,479	0,72	<i>I</i> (1)
$\Delta 1qx2a$	1,666	-5,121	-4,259	-5,24	<i>I</i> (0)
$\Delta 1rer5a$	2,249	-7,270	-5,580	-7,64	<i>I</i> (0)
$\Delta 1u12a$	1,747	-5,340	-4,748	-5,40	<i>I</i> (0)
$\Delta 1rp4a$	2,069	-6,864	-5,806	-7,40	<i>I</i> (0)
$\Delta 1yw3a$	0,709	-3,754	-3,214	-3,81	<i>I</i> (0)

bastante útil durante períodos de recessão, já que as firmas podem evitar um cenário pior através do acréscimo das vendas ao exterior.

As equações (2s) e (2d) consistem nos mecanismos de correção de erros, estimados através do uso do vetor de correção de erros dado pelas regressões cointegradas. Os resultados parecem razoáveis. Todas as variáveis têm o sinal esperado, embora algumas delas sejam significantes somente aos níveis de 10 ou 15%. Os testes do multiplicador de Lagrange, de White e o de Reset, implementados para as equações de oferta e demanda, indicam que não há correlação serial, heterocedasticidade ou problemas de erro de especificação. A *performance* da equação de oferta em termos de previsão é muito boa, porém com pequena raiz do erro quadrático médio (RMSE). O mesmo não se pode dizer com relação à equação de demanda, pois os resultados obtidos não foram tão bons. Embora o teste *T* nas previsões individuais não seja significativo a 5%, os erros são substanciais, gerando uma grande RMSE. Como todos os erros das previsões são negativos, parece apropriado um ajuste na constante.⁷

O ajuste em ambas as equações, medido pelo R^2 , é relativamente pequeno. Por um lado, isso não chega a surpreender, já que estamos lidando com variáveis *I*(0). Por outro, a parcela das exportações industriais nas exportações totais não era muito

7 Efetivamente, a equação de demanda para as exportações industriais apresenta pequenos erros de previsão, que têm o mesmo sinal. Isso pode ser tomado como uma indicação de que a constante está mudando. Os resultados a serem apresentados posteriormente neste artigo, usando um modelo bayesiano de parâmetros variáveis no tempo, parecem dar algum suporte à idéia de que o termo constante está variando. Esse resultado pressupõe que a série em questão é, na verdade, *I*(2) e, não, *I*(1), como encontramos anteriormente.

EQ (1s)

Estimação de $lqx2a$ por 2SLS
Período amostral: 1950/85

Variável	Coef.	Erro-padrão	Valor de t
const.	14,5953	8,4899	1,7191
$lrr5a_t$	2,4849	0,2228	11,1602
$lu12a_t$	-5,1638	1,8650	-2,7689
$R^2 = 0,7914$	$\sigma = 0,55873$	$F(2,33) = 62,6061$	$DW = 0,6554$
$DF = -2,657$	$ADF = -2,801$	$PP = -2,87$	

EQ (1d)

Estimação de $lqx2a$ por 2SLS
Período amostral: 1950/85

Variável	Coef.	Erro-padrão	Valor de t
const.	11,1520	4,0841	2,7306
$lrp4a_t$	-3,8869	0,9102	-4,2702
$lyw3a_t$	2,4827	0,1695	14,6471
$R^2 = 0,8590$	$\sigma = 0,45933$	$F(2,33) = 100,5474$	$DW = 1,0073$
$DF = -4,260$	$ADF = -2,833$	$PP = -4,40$	

alta no início da amostra. Portanto, é possível que outros fatores não considerados nas equações fossem relevantes. Além disso, a interpretação usual do R^2 como a proporção da variação total na variável dependente explicada pelas variáveis exógenas não se aplica neste contexto, já que há duas variáveis endógenas. O 2SLS pode até mesmo produzir um R^2 negativo, pois a soma dos resíduos quadráticos pode exceder a soma dos quadrados totais.

Na maior parte dos casos, a elasticidade de impacto é bastante alta quando comparada às elasticidades de longo prazo, indicando que parte substancial do ajustamento total das exportações industriais a mudanças nas variáveis exógenas é feita no ano corrente. No caso das elasticidades-preço da oferta e da demanda e da elasticidade-renda da demanda, 41% do impacto total ocorrem no primeiro ano. É

EQ (2s)

Estimação de lqx2a por 2SLS
Período amostral: 1951/85

Variável	Coef.	Erro-padrão	Valor de t
const.	0,0685	0,0365	1,8743
$\Delta lrer5a_t$	1,2266	0,6462	1,8982
$\Delta lu12a_t$	-1,5797	1,0164	-1,5542
ecv_{t-1}	-0,6202	0,2151	-2,8837
$R^2 = 0,5881$	$\sigma = 0,11129$	$F(3,31) = 8,6068$	$DW = 1,9179$

Análise das previsões a um passo à frente

Data	Efetivo	Previsão	Erro	Desv.-pad. do erro	Valor de t
1986	-0,08516	-0,089993	0,00483	0,22147	0,02181
1987	0,06052	-0,025743	0,08626	0,22157	0,38931
1988	0,023044	-0,053120	0,28356	0,22458	1,26262
LM(1) = 1,7088		LM(3) = 2,6547		White(1) = 0,10140	
Reset(1) = 0,25369		RMSE = 0,1712			

somente no caso da utilização de capacidade que tal fato não ocorre. A elasticidade de curto prazo é -1,58, enquanto a elasticidade de longo prazo é -5,16. Isso significa que somente 31% do impacto total das mudanças no nível de utilização da capacidade sobre as exportações industriais ocorrem no ano corrente. Esse resultado lança dúvidas sobre a flexibilidade de curto prazo entre os mercados externo e doméstico, à qual nos referimos anteriormente. Contudo, como a elasticidade de impacto ainda é maior do que a unidade, é possível falar de alguma flexibilidade, mesmo no curto prazo.

Por fim, como os coeficientes dos vetores de correção de erros também são altos, torna-se claro que o ajustamento, no conjunto, é muito rápido. Não somente uma parte substancial do ajustamento total ocorre no primeiro ano, mas também de 50 a 60% do desequilíbrio são corrigidos a cada período.

EQ (2d)

Estimação de lqx2a por 2SLS
Período amostral: 1951/85

Variável	Coef.	Erro-padrão	Valor de t
const.	0,0620	0,0460	1,3480
$\Delta lrp4a_t$	-1,5722	0,7837	-2,0061
$\Delta l yw3a_t$	1,0835	0,7483	1,4480
ecv_{t-1}	-0,5135	0,2190	-2,3444
$R^2 = 0,6753$	$\sigma = 0,20951$	$F(3,31) = 9,2358$	DW = 1,9525

Análise das previsões a um passo à frente

Data	Efetivo	Previsão	Erro	Desv.-pad. do erro	Valor de t
1986	-0,08522	0,42987	-0,51503	0,29484	-1,74681
1987	0,06052	0,57000	-0,50948	0,32641	-1,56086
1988	0,023044	0,58848	-0,35804	0,33148	-1,08013
LM(1) = 2,7508		LM(3) = 3,2564		White(1) = 0,04258	
Reset(1) = 0,35379		RMSE = 0,4666			

2.2 - Estimativas com dados trimestrais

As estimativas com dados trimestrais foram realizadas utilizando dados para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1975 e o último trimestre de 1988. Nenhuma das séries passou por ajuste sazonal, constando do Apêndice os detalhes sobre as fontes e os nomes das variáveis.

Para direcionar corretamente a questão das raízes unitárias, temos que testar a sua presença não apenas na frequência zero, como foi feito para os dados anuais, mas também nas frequências sazonais. Em termos do domínio da frequência, uma série I(1) tem um pico nas baixas frequências. De forma semelhante, uma série integrada sazonalmente terá um pico nas frequências sazonais. Hylleberg *et alii* (1990) sugerem um teste (π) que detecta a raiz unitária tanto na frequência zero quanto nas sazonais.

Os testes de raiz unitária sazonal estão reportados na Tabela 2. Os testes em π_1 apresentam forte indicação de raiz unitária na frequência zero para todas as variáveis. Além disso, os testes em π_2, π_3 e π_4 indicam a presença de raízes unitárias

TABELA 2

Integração Sazonal

	π_1	π_2	π_3	π_4
<i>lqx2q</i>	2,144	-4,776	-2,128	-3,484
<i>lrer5q</i>	-1,118	-3,285	-4,859	-3,637
<i>lu1q</i>	-0,634	-0,829	-2,849	-5,472
<i>lrp4q</i>	-1,297	-3,394	-4,849	-4,806
<i>lyw2q</i>	4,125	-1,127	-4,003	-4,215

sazonais nos ciclos bianual e anual para a maioria das variáveis. Somente nos casos de *luiq* e *lyw2q* parece inexistir raiz unitária sazonal no ciclo bianual.⁸

Posto que reconhecemos a presença de raízes unitárias sazonais e os problemas associados a esse fato, não seguimos mais esse caminho. Com exceção de alguns casos especiais em que o vetor de co-integração é conhecido, não há um arcabouço bem desenvolvido para lidar com tal questão, já que não existe um teste apropriado para co-integração sazonal.⁹

Os testes tradicionais de raiz unitária também foram calculados sendo apresentados na Tabela 3. Os resultados confirmam o teste em π_1 , indicando a presença de uma raiz unitária (1-L) em todas as variáveis.

As tentativas de estimar um modelo com dados trimestrais nos moldes anteriores não produziram bons resultados. A principal razão para essa fraca performance reside na maneira de definir a variável taxa de câmbio real. Até agora, essa variável tem sido definida como a razão entre os preços de exportação em dólares – incluindo taxas nominais de câmbio e subsídios à exportação – e os preços domésticos. Alega-se aqui que o índice de preços domésticos não é a variável apropriada nessas circunstâncias.

A redução no crescimento do PIB após 1974 e, especialmente, a recessão dos anos 80 pressionaram as firmas a exportar. Como a demanda doméstica estava contraída, as firmas encontraram nos mercados externos um caminho para escapar da falência

8 Para uma discussão detalhada sobre raízes unitárias sazonais, ver Hylleberg *et alii* (1990). Utilizando a notação desenvolvida por Hylleberg *et alii* (1990), todas as variáveis são $I_0(1)$ e $I_{1/2}(1)$, exceto *lu1q* e *lyw2q*, que são também $I_{1/4}(1)$. Os valores críticos para os testes dados por Hylleberg *et alii* (1990) são -2,96, -1,95, -1,90 e -1,72 para π_1 , π_2 , π_3 e π_4 , respectivamente. Esses resultados devem ser vistos com cautela, já que a presença de componentes de média móvel nas séries pode reduzir o poder e o tamanho do teste.

9 Hylleberg *et alii* (1990), por exemplo, ao estimar uma função de consumo, superaram o problema de testar a co-integração sazonal através da imposição de uma elasticidade de longo prazo unitária.

TABELA 3

Testes de raiz unitária

	DW	DF	ADF	PP	
<i>lqx2q</i>	0,087	-1,582	-1,415	-1,53	I(1)
<i>lrer5q</i>	0,251	-0,821	0,558	-0,75	I(1)
<i>lu1q</i>	0,160	-1,749	-1,748	-1,80	I(1)
<i>lrp4q</i>	0,113	-1,946	-1,008	-1,99	I(1)
<i>lyw2q</i>	0,103	-0,986	0,025	-0,49	I(1)
$\Delta 1qx2q$	1,872	-6,893	-5,017	-7,30	I(0)
$\Delta 1rer5q$	2,116	-9,001	-4,133	-10,06	I(0)
$\Delta 1u1q$	2,265	-8,247	-3,181	-8,35	I(0)
$\Delta 1rp4q$	1,866	-8,278	-3,105	-8,58	I(0)
$\Delta 1yw2q$	2,395	-8,076	-3,101	-17,69	I(0)

dos negócios. Portanto, a decisão de exportar não era tomada com base na comparação de preços externos e domésticos, mas pelo contraste entre preços externos e custos domésticos da exportação.

É possível uma segunda linha de argumentação, semelhante à primeira, e que conduz ao mesmo tipo de conclusão. Como o nível de utilização da capacidade estava significativamente abaixo do máximo, a lucratividade tornou-se a variável relevante. Conseqüentemente, as firmas tomavam decisões de exportação baseadas na comparação de preços externos e custos domésticos de exportação.

Infelizmente, não existe uma variável que meça a evolução dos custos de exportação. Como a construção de tal variável está fora do nosso alcance, decidimos utilizar em seu lugar os custos salariais. A importância da razão entre a taxa de câmbio e os salários tem sido discutida na literatura [Paula Pinto (1982)]. Conseqüentemente, utilizamos a evolução dos salários domésticos, no lugar dos preços no atacado, ao construir a variável taxa real de câmbio a ser usada na equação de oferta. O uso de tal variável melhorou sensivelmente a qualidade dos resultados.

As regressões co-integradas são apresentadas nas equações (3s) e (3d). Como foram feitas somente duas outras tentativas de estimar um modelo de oferta e demanda para as exportações brasileiras, a comparação entre os valores das elasticidades de longo prazo obtidas aqui e um possível valor de consenso na literatura é difícil. Além disso, essas tentativas anteriores não produziram resultados similares. É interessante notar, contudo, que no caso de Fachada(1990) e Zini (1988) a elasticidade-preço da oferta estimada não foi significativa a 5%.

O teste de raiz unitária indica que as variáveis co-integram. A elasticidade-preço da demanda nesse caso não parece muito alta, sugerindo que a hipótese de país

EQ(3s)

Estimação de lqx2q por 2SLS
Período amostral: 1975(1) a 1987(4)

Variável	Coef.	Erro-padrão	Valor de t
const.	12,0790	2,8560	4,2294
lrer5qt	1,7941	0,1907	9,4087
lu1qt	-3,8968	0,5317	-7,3293
$R^2 = 0,8098$	$\sigma = 0,22211$	$F(2,49) = 104,314$	$DW = 1,1691$
$DF = -4,757$	$ADF = -4,409$	$PP = -3,50$	

EQ(3d)

Estimação de lqx2q por 2SLS
Período amostral: 1975(1) a 1987(4)

Variável	Coef.	Erro-padrão	Valor de t
const.	-2,0838	4,7556	-0,43819
lrp4qt	-1,7533	1,1378	-1,5409
lyw2qt	2,1460	0,5742	3,7373
$R^2 = 0,81371$	$\sigma = 0,21982$	$F(2,49) = 107,018$	$DW = 0,6735$
$DF = -3,066$	$ADF = -2,083$	$PP = -2,98$	

pequeno pode não ser apropriada para o período mais recente. Este resultado contrasta com as evidências das estimativas com dados anuais. A razão para essa contradição aparente pode residir no rápido crescimento das exportações brasileiras desde meados dos anos 60. Parece que, recentemente, a hipótese de país pequeno tornou-se inadequada.

Os mecanismos de correção de erros são apresentados nas equações (4s) e (4d). Como ocorreu com as estimativas realizadas a partir de dados anuais, a maior parte do impacto total é contabilizada no primeiro período. Pelo menos 58% do impacto total de uma variação na variável exógena ocorrem no primeiro trimestre. Os coeficientes de realimentação também são bastante altos, considerando que estão sendo utilizados dados trimestrais. Isso pressupõe que aproximadamente 20 a 23% do desequilíbrio estão sendo corrigidos a cada trimestre.

As equações não somente passaram em todos os testes de correlação serial, heterocedasticidade e erro de especificação, como também mostraram muito bom poder de previsão. As RMSE em ambas as equações são marcadamente pequenas, mostrando uma grande melhora em relação às equações anuais. Outra característica notável é que a dinâmica é bastante simples em todas as equações.

A questão da sazonalidade foi tratada através da inclusão de *dummies* sazonais para os três primeiros trimestres. Essas *dummies* contribuíram substancialmente para melhorar os resultados, tanto na equação de oferta quanto na de demanda. Um teste *F* para as *dummies* sazonais indicou que são conjuntamente significantes ao nível de 5%.

Também tentamos estimar o ECM em termos das variações anuais, ou seja, usando Δ^4 em vez de Δ , mas isso não melhorou os resultados. O único aspecto digno de nota é o aumento no valor do coeficiente de realimentação. Esse tornou-se mais próximo dos altos valores que obtivemos nas estimativas anuais, reforçando a idéia de um processo rápido de ajustamento.

Para as equações com dados trimestrais e anuais, parece verdade, de forma geral, que o processo de ajustamento para as exportações é bastante rápido. Isso fica ainda mais evidente quando é feita a comparação com os resultados disponíveis para as equações de demanda de importações.¹⁰

3 - Modelos de parâmetros variáveis no tempo

Nesta seção apresentamos os resultados para os modelos de parâmetros variáveis no tempo. Como uma primeira aproximação, o filtro de Kalman foi aplicado nas equações de oferta e demanda obtidas acima. Como os resultados não foram totalmente satisfatórios, consideramos também as abordagens bayesiana e de *switching regressions*.¹¹

O objetivo dessas estimações consiste em determinar se as mudanças na política comercial brasileira ou outros eventos internacionais tiveram ou não impacto sobre a estabilidade dos coeficientes. Como veremos abaixo, os resultados não são muito conclusivos.

¹⁰ Ver Portugal (1992). Excetuando-se o caso dos bens intermediários importados, o padrão global parece sugerir que as importações têm um processo de ajustamento mais lento e complicado.

¹¹ As estimações desta seção foram implementadas usando os programas REG-X, GAUSS 2.0 e BATS 1.4.

EQ (4s)

Estimação de $lqx2q$ por 2SLS
 Período amostral: 1975(2) a 1987(4)

Variável	Coef.	Erro-padrão	Valor de t
const.	0,0303	0,0312	0,9705
$\Delta lrer5q_t$	1,0422	0,5890	1,7693
$\Delta lulq_t$	-3,0428	0,6405	-4,7509
ecv_{t-1}	-0,2288	0,0917	-2,4955
$s1$	-0,1543	0,0473	-3,2636
$s2$	0,0895	0,0490	1,8253
$s3$	0,0328	0,0443	0,7395
$R^2 = 0,60233$			
$\sigma = 0,10362$			
$F(6,44) = 11,1075$			
$DW = 1,8591$			

Análise das previsões a um passo à frente

Data	Efetivo	Previsão	Erro	Desv.-pad. do erro	Valor de t
88Q1	-0,10393	-0,16955	0,06562	0,11461	-0,57255
88Q2	0,18752	0,03900	0,14852	0,11276	1,31713
88Q3	0,00918	0,00912	0,00006	0,11359	0,00052
88Q4	-0,08440	-0,09006	0,000561	0,11044	-0,05079
LM(1) = 1,0307		LM(4) = 5,2019		White(1) = 0,44181	
Reset(1) = 1,0307		RMSE = 0,08124			

3.1 - Estimação com filtro de Kalman

As estimações com filtro de Kalman foram realizadas mantendo-se a mesma estrutura das regressões da seção anterior. Supõe-se que o vetor de estado segue um passeio aleatório, como é mais usual em aplicações empíricas do filtro de Kalman. Os hiperparâmetros foram calculados através de uma abordagem de máxima verossimilhança, conforme o proposto por Harvey (1987), e depois utilizados nas recursões do filtro. Uma priori difusa e um vetor de estado, unitário, foram usados para dar partida ao filtro.

Como temos um modelo simultâneo, o filtro de Kalman não pode ser aplicado a cada equação individual. Em tais casos, o algoritmo de uso mais apropriado é o filtro de Kalman estendido [Chow (1983)]. Infelizmente, não dispomos de facilidades em termos de *software* para implementá-lo. Portanto, tivemos que optar por uma solução mais simples, aplicando o filtro de Kalman em cada uma das equações. Não con-

EQ (4d)

Estimação de $lqx2q$ por 2SLS
 Período amostral: 1975(2) a 1987(4)

Variável	Coef.	Erro-padrão	Valor de t
const.	-0,1401	0,0846	-1,6585
$\Delta lrp4q_t$	-1,4723	0,5960	-2,4700
$\Delta yw2q_t$	1,4858	0,8992	1,6523
ecv_{t-1}	-0,2013	0,0989	-2,0350
s1	0,0806	0,1209	0,6670
s2	0,1805	0,0684	2,6384
s3	0,2627	0,1110	2,3665
$R^2 = 0,6417$			
$\sigma = 0,13332$			
$F(6,44) = 8,8068$			
$DW = 1,7316$			

Análise das previsões a um passo à frente

Data	Efetivo	Previsão	Erro	Desv.-pad. do erro	Valor de t
88Q1	-0,10393	-0,13058	0,02666	0,14280	0,18669
88Q2	0,18752	0,16829	0,01923	0,13986	0,13479
88Q3	0,00918	-0,00238	0,01156	0,15015	0,07699
88Q4	-0,08445	0,02983	-0,11428	0,13994	-0,81663
LM (1) = 1,2689		LM(4) = 1,9488		White (1) = 0,00011	
Reset (1) = 0,80561		RMSE = 0,059735			

sideramos a forma reduzida, já que neste caso os erros em uma equação são transferidos para as outras.

No que se refere às equações de oferta, esta deficiência não deveria distorcer muito os resultados, já que a elasticidade-preço da demanda é alta. Mesmo no caso das estimações com dados trimestrais, no qual a elasticidade-preço da demanda não foi tão alta, esta ainda ficou por volta de 1,7.

Os resultados das estimações com o filtro de Kalman são mostrados abaixo. As equações (7s), (7d), (8s) e (8d) são, respectivamente, as regressões co-integradas e os mecanismos de correção de erros para as exportações industriais.

Como pode ver visto pelos testes T sobre os hiperparâmetros, nenhum dos coeficientes em qualquer das equações pode ser considerado variável no tempo. Esse resultado pode ser interpretado de diferentes maneiras. A primeira conclusão que

EQ (7s)

Estimação de lqx2a pelo filtro de Kalman

	Hiperparâmetro	Erro-padrão	Estatística t
Const	25794,0	49236,0	0,52390
lrer5a _t	116,92	152,93	0,76456
lu12a _t	19714,0	30096,0	0,65504

EQ (7d)

Estimação de lqx2a pelo filtro de Kalman

	Hiperparâmetro	Erro-padrão	Estatística t
const.	97,492	56,358	1,72986
lrp4a _t	1287,7	1830,7	0,70336
lyw3a _t	0,00000	0,00000	0,00000

se pode extrair é de que os coeficientes realmente não são variáveis no tempo e, portanto, os modelos das seções anteriores são os apropriados.¹²

Essa explicação é bastante plausível, no caso das estimações com dados trimestrais. Como a principal mudança na política de exportação ocorreu em meados dos anos 60, não deve ser surpresa que as equações estimadas com os dados de 1975/88 tenham coeficientes fixos. Além disso, o bom desempenho do modelo com dados trimestrais em termos de previsão também dá algum suporte à hipótese de constância dos parâmetros. Era de se esperar, até mesmo, que as maxidesvalorizações de 1979 e 1983 — que, conforme Portugal (1992), tiveram impacto sobre os coeficientes das equações de importação — tivessem menor efeito sobre os coeficientes de oferta das exportações. Os exportadores sempre tiveram acesso ao mercado paralelo e, portanto, a maxidesvalorização pode ter afetado principalmente o montante de divisas vendido ao Banco Central, deixando os coeficientes relativamente estáveis. Por outro lado, é mais difícil aceitar que a abrangente política de incentivos às exportações de meados dos anos 60 não tenha provocado impacto sobre

12 Os resultados para as estimativas com dados trimestrais não são apresentados aqui por limitações de espaço. Tais resultados mostram também que nenhum dos hiperparâmetros é significativamente diferente de zero.

EQ (8s)

Estimação de lqx2a pelo filtro de Kalman

	Hiperparâmetro	Erro-padrão	Estatística <i>t</i>
const.	0,15208	0,14110	1,0778
$\Delta lrp5a_t$	0,50255	0,74880	0,67114
$\Delta lu12a_t$	0,00000	0,00000	0,00059
ecv_{t-1}	0,01194	0,12902	0,09257

EQ (8d)

Estimação de lqx2a pelo filtro de Kalman

	Hiperparâmetro	Erro-padrão	Estatística <i>t</i>
const.	0,50678	0,33817	1,4986
$\Delta lrp4a_t$	102,74	91,279	1,1256
$\Delta lypw3a_t$	0,00283	0,07528	0,0375
ecv_{t-1}	0,00000	0,00000	0,0006

os coeficientes das equações anuais, pelo menos no que diz respeito às elasticidades de longo prazo.

Uma segunda explicação possível para o fato de o teste *T* não apontar a instabilidade dos parâmetros consiste em não estarmos utilizando o algoritmo apropriado. O uso do filtro de Kalman estendido pode mudar os resultados em favor do modelo de parâmetros variáveis no tempo. Além disso, em algumas das equações acima as estatísticas *t* não são confiáveis devido às singularidades nas matrizes hessianas quando da estimação dos hiperparâmetros.

Por fim, é possível também que a variação dos parâmetros não esteja sendo captada porque está concentrada em um curto período de tempo. Se os parâmetros têm uma mudança brusca, é possível que a estimação de máxima verossimilhança dos hiperparâmetros omita tal variação. A abordagem de máxima verossimilhança pode não ser suficientemente poderosa para captá-la. Como a introdução dos incentivos às exportações está concentrada em meados dos anos 60, uma variação brusca dos parâmetros não pode ser desconsiderada.

Para levar em conta a possibilidade de uma armadilha na estimação dos hiperparâmetros, usamos duas outras abordagens para parâmetros variáveis no tempo que evitam esse problema.

3.2 - A abordagem de *switching regressions*

A abordagem de *switching regressions* foi proposta inicialmente por Quandt (1958), sendo posteriormente estendida por Goldfeld e Quandt (1972) e Quandt (1972). Usamos aqui a versão mais simples do modelo de *switching regressions*, no qual há apenas uma mudança no regime. Como estamos lidando com um modelo de equações simultâneas, o procedimento utilizado consiste em uma adaptação do método 2SLS proposto por Goldfeld e Quandt (1976). Embora existam dois outros métodos de informação completa mais eficientes, o 2SLS tem implementação mais simples, por envolver apenas a execução de estimações OLS sucessivas.

O modelo de *switching regressions* sustenta basicamente que a amostra pode ser dividida em um pequeno número de regimes diferentes. Esses são diferenciados pelo fato de que, embora a forma da equação seja a mesma ao longo de todo o período, os valores dos parâmetros podem variar entre os regimes. A função de verossimilhança é definida, então, em termos de t' – o ponto de mudança de regime – que é escolhido de forma que maximize a função de verossimilhança.¹³

Pelas razões brevemente alinhavadas na seção anterior, daqui em diante restringiremos a análise às elasticidades de longo prazo. Os resultados das estimações com *switching regressions* são apresentados nas Tabelas 4 e 5. Esses resultados mostram o máximo da função de verossimilhança para um período selecionado por volta da data de mudança e, também, a razão de chances *a posteriori* (POR).

$$POR = \exp(\log L_t - \log L_{t'})$$

onde t' é o ponto de mudança.

A POR proporciona uma medida do grau de confiança que se pode ter no ponto de mudança estimado, indicando a probabilidade de que a mudança tenha ocorrido efetivamente por volta da data estimada. Portanto, a POR identifica uma região em que a mudança provavelmente teria ocorrido. Em outras palavras, indica a inclinação da função de verossimilhança em torno do máximo. Se for achatada, as POR em torno do ponto de mudança terão valores próximos da unidade, indicando que várias datas podem ser tomadas como tal ponto.

Os resultados indicam que o ponto de mudança para a equação de oferta ocorre por volta de 1965 e, para a equação de demanda, por volta de 1976. Como as POR para o ano próximo da data de deslocamento não são muito pequenas, é possível que o ponto efetivo de mudança seja o ano anterior ou o posterior.

¹³ Podem surgir alguns problemas se t' estiver próximo do início ou do final do período amostral. Nesse caso, a função de verossimilhança pode ser ilimitada.

TABELA 4

Equação de oferta

Anos	$-\log L$	POR
1958	25,753	0,0008
1959	25,460	0,0011
1960	25,002	0,0017
1961	24,724	0,0022
1962	23,452	0,0080
1963	22,457	0,0217
1964	19,065	0,6447
1965	18,626	1,0000
1966	19,733	0,3306
1967	21,021	0,0912
1968	23,255	0,0098
1969	22,826	0,0150
1970	22,705	0,0169

Também tentamos confirmar o ponto de mudança implementando um teste da razão de verossimilhança. Os resultados estão na Tabela 6 e os valores críticos são dados para uma distribuição χ^2 com três graus de liberdade.¹⁴ Os testes confirmam 1965, para a equação de oferta, e 1976, para a equação de demanda, como as datas de mudança das exportações industriais.

A alteração no regime em meados dos anos 60 coincide com o início da política de incentivos às exportações. Por outro lado, a mudança de regime na equação de demanda pode estar relacionada ao aumento do protecionismo nos países desenvolvidos, à crise do dólar no início dos anos 70 ou a um aumento da participação brasileira nas exportações mundiais.

A recessão nos países desenvolvidos desde o fim dos anos 60 e as crises do petróleo conduziram a políticas protecionistas que podem explicar a variação nos parâmetros da equação de demanda de exportações. Certamente essa situação não foi amenizada pela crise financeira causada pela corrida ao dólar no início dos anos 70. Outra explicação complementar possível para a mudança no regime apóia-se no crescimen-

¹⁴ Goldfeld e Quandt (1976) afirmam que, embora o teste da razão de verossimilhança para as *switching regressions* não tenha uma distribuição χ^2 assintótica "apropriada", parece que, "por razões que não são inteiramente claras", uma χ^2 com três graus de liberdade "pode permitir uma aproximação aceitável".

TABELA 5

Equação de demanda

Anos	-log L	POR
1969	10,736	0,0075
1970	8,682	0,0588
1971	7,302	0,2339
1972	9,006	0,0426
1973	10,370	0,0109
1974	9,085	0,0393
1975	6,813	0,3813
1976	5,849	1,0000
1977	7,381	0,2161
1978	8,536	0,0681
1979	10,034	0,0152
1980	9,116	0,0381
1981	9,273	0,0326
1982	7,456	0,2005

TABELA 6

Testes da razão de verossimilhança

Oferta	Demanda
24,519	7,817

to da participação das exportações brasileiras sobre o total mundial, de tal forma que o Brasil estaria saindo de sua posição tradicional de país pequeno. Portanto, podia-se esperar um possível crescimento na elasticidade-preço da oferta e uma redução nas elasticidades-preço e renda da demanda.

Para examinar a possível fonte de mudança nos regimes, foram reestimadas as regressões co-integradas, permitindo que tanto o coeficiente angular quanto o intercepto variem entre os regimes. O uso de variáveis *dummies* foi, então, restrito aos coeficientes que fossem significativamente diferentes de zero. As equações (9s) e (9d) são as equações de oferta e demanda para as exportações industriais que incluem as variáveis *dummies*.

EQ (9s)

Estimação de lqx2a por 2SLS
Período amostral: 1950/88

Variável	Coef.	Erro-padrão	Valor de <i>t</i>
const.	18,8945	6,8768	2,7476
<i>lrer5a_t</i>	1,5372	0,2996	5,1303
<i>lu12a_t</i>	-5,2928	1,5196	-3,4829
<i>lrer5aD_t</i>	0,23771	0,0527	4,5168
$R^2 = 0,87353$	$\sigma = 0,46902$	$F(3,35) = 80,583$	$DW = 0,43833$
$DF = -2,191$	$ADF = -2,922$	$PP = -2,57$	

EQ (9d)

Estimação de lqx2a por 2SLS
Período amostral: 1950/88

Variável	Coef.	Erro-padrão	Valor de <i>t</i>
const.	10,1548	4,0454	2,5102
<i>lrp4a_t</i>	-3,9235	1,0166	-3,8595
<i>lyw3a_t</i>	2,8148	0,3437	8,1890
<i>lrp4aD_t</i>	1,6654	0,6709	2,4824
<i>lyw3aD_t</i>	-1,8345	0,7321	-2,5059
$R^2 = 0,89767$	$\sigma = 0,46902$	$F(4,34) = 74,563$	$DW = 1,1222$
$DF = -5,072$	$ADF = -3,456$	$PP = -5,17$	

Na equação de oferta parece haver uma mudança brusca na variável de preços relativos, o que pode explicar a mudança no regime. Como mencionado anteriormente, essa mudança brusca pode ter ocorrido como resultado do anúncio e introdução de subsídios à exportação. A elasticidade-preço da oferta de exportações industriais cresceu de 1,53 para 1,77, o que representa um acréscimo de 15,5%.

A equação (9d), que consiste na regressão co-integrada para a demanda por exportações industriais, mostra que tanto a elasticidade-preço quanto a elasticidade-renda mudaram depois de 1976. Ambas as elasticidades são reduzidas, o que está de acordo com os argumentos sobre maior protecionismo e maior participação brasileira no mercado mundial de exportações industriais. A elasticidade-preço da

demanda para as exportações industriais é reduzida em 42,4%, de -3,92 para 2,26, enquanto a elasticidade-renda diminui 65,2%, de 2,81 para 0,98.

Embora as variações ocorram nas datas esperadas e na direção correta, tanto na equação de oferta quanto na de demanda, pode-se argumentar que no caso da equação de oferta a variação não é muito substancial. Isso ocorre especialmente quando é feita a comparação com algumas das variações nas elasticidades da demanda de importações relatadas por Portugal (1992). As elasticidades de demanda das importações totais e de bens de capital, por exemplo, mostram variações de mais de 100% durante o período de estimação.

Em geral, pode-se afirmar que, ao evitar a questão da estimação dos hiperparâmetros, é possível encontrar a mesma evidência de variação no parâmetro, pelo menos no que diz respeito à equação de demanda.

3.3 - A abordagem bayesiana

Um segundo caminho para se desviar da estimação de hiperparâmetros consiste em utilizar o Modelo Linear Dinâmico (DLM) proposto por West e Harrison (1989). Como estamos lidando com um sistema de equações simultâneas, seguimos Rothenberg (1975) e utilizamos a variável preço como instrumento tanto na equação de oferta quanto na de demanda. Em outras palavras, implementamos um tipo de 2SLS em que a correlação entre a variável endógena do lado direito da equação e o erro é eliminada no primeiro estágio, sendo o DLM aplicado no segundo.

Considere o DLM descrito abaixo, no qual Y_t é a variável dependente e X_{1t} e X_{2t} são as variáveis exógenas. Este modelo é bastante similar àquele do filtro de Kalman utilizado acima, em que os coeficientes seguem um passeio aleatório. A única diferença está no intercepto ou termo de nível, que agora é de segunda ordem.

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha_t + X_{1t}\delta_{1t} + X_{2t}\delta_{2t} + v_t \\ \alpha_t &= \alpha_{t-1} + \beta_{t-1} + \epsilon_{2t} \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \epsilon_{2t} \\ \delta_{1t} &= \delta_{1t-1} + \xi_{1t} \\ \delta_{2t} &= \delta_{2t-1} + \xi_{2t} \end{aligned}$$

Em termos da notação de West e Harrison (1989), o modelo acima pode ser reescrito de forma mais compacta como:

$$\begin{aligned} Y_t &= F_t' \theta_t + v_t & v_t &\sim N(0, V) \\ \theta_t &= G \theta_{t-1} + \omega_t & \omega_t &\sim N(0, \omega_t) \end{aligned}$$

$$\theta_t = \begin{bmatrix} \alpha_t \\ \beta_t \\ \delta_{1t} \\ \delta_{2t} \end{bmatrix} \quad F_t = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ X_{1t} \\ X_{2t} \end{bmatrix} \quad \omega_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \xi_{1t} \\ \xi_{2t} \end{bmatrix}$$

$$G = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad W_t = \begin{bmatrix} W_{tt} & 0 \\ 0 & W_{et} \end{bmatrix}$$

O vetor de estado θ_t é estimado da mesma forma que no filtro de Kalman, mas os “hiperparâmetros” V e W_t são obtidos de outra maneira. A variância V é obtida por “aprendizado de variância”, enquanto o problema de estimar a matriz de covariância W_t é substituído pelo estabelecimento de fatores de desconto, um para cada bloco do modelo.

O DLM é montado através da união de blocos construídos separadamente. Em nosso caso temos dois desses blocos – os componentes da tendência linear e da regressão. É por isso que W_t é decomposto em W_{tt} e W_{et} . Conseqüentemente, precisaremos de dois fatores de desconto.

Uma priori de referência, criada a partir de uma priori não-informativa inicial e das cinco primeiras observações, foi utilizada para iniciar as estimações. Quando foram obtidos os primeiros resultados, uma priori mais informativa foi considerada, mas os resultados não mudaram muito. Os fatores de desconto foram 0,98 para o componente de tendência linear e 0,90 para o componente de regressão.

As trajetórias dos coeficientes das equações de oferta e demanda são apresentadas nos Gráficos de 1 a 8. Em geral, os resultados não são muito satisfatórios. A elasticidade-preço da oferta não mostra nenhum padrão de variação significativo. Isso é bastante surpreendente se considerarmos que as políticas abrangentes de incentivos às exportações atingiram exatamente esse tipo de exportação. À luz desse resultado, o suposto impacto que essa política teve sobre a elasticidade-preço da oferta de exportações totais deve ser reconsiderado.

A elasticidade da utilização de capacidade mostra uma mudança brusca em 1983, saltando de -6,25 para -5,10. Esse salto pode ser explicado pela magnitude da recessão em 1983, a mais profunda desde que os dados começaram a ser computados, em 1947. As firmas que já estavam desviando suas vendas para o mercado externo desde a recessão de 1981 encontravam dificuldade crescente para acentuar esse processo. Deve-se notar, no entanto, que o erro-padrão desse coeficiente é bastante grande ao longo do período amostral, pressupondo que a referida variação não deve merecer importância excessiva.

O termo de nível é o único coeficiente que mostra uma mudança clara. Como pode ser visto no Gráfico 5, esse termo cresce continuamente durante o período amostral.

Os coeficientes da equação de demanda também exibem pequena variação. Embora a elasticidade-preço da demanda e o termo de nível nos Gráficos 1 e 3 mostrem um padrão de variação claro e suave, essa é muito pequena em ambos os

Gráfico 1
Trajetória temporal do nível

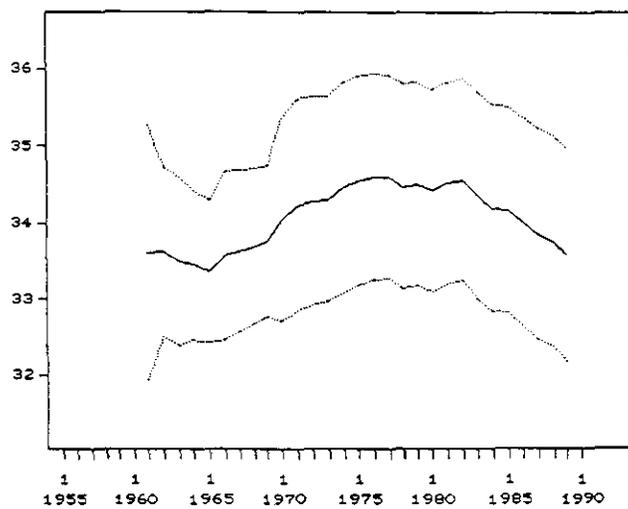


Gráfico 2
Trajetória temporal do crescimento

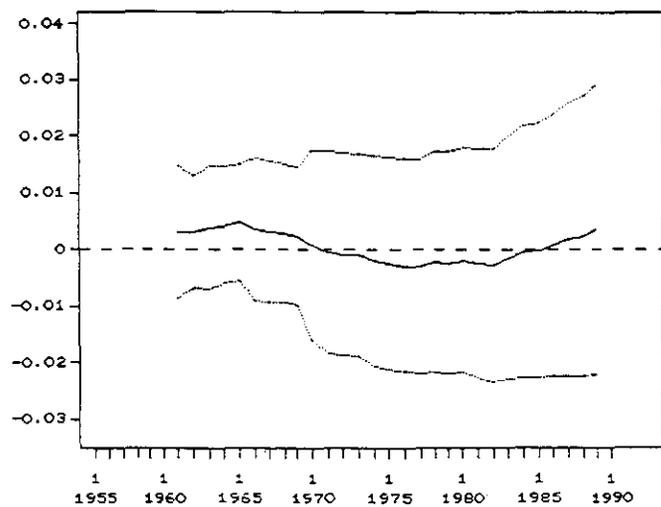


Gráfico 3
Trajetória temporal do coeficiente de l_{p4a}

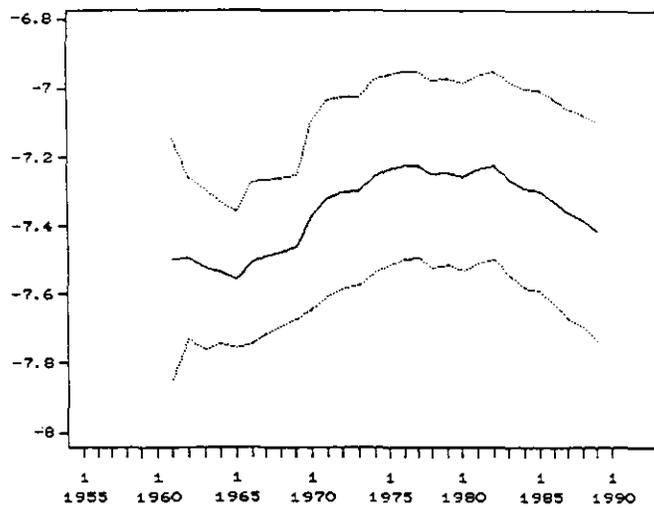


Gráfico 4
Trajetória temporal do coeficiente de l_{w3a}

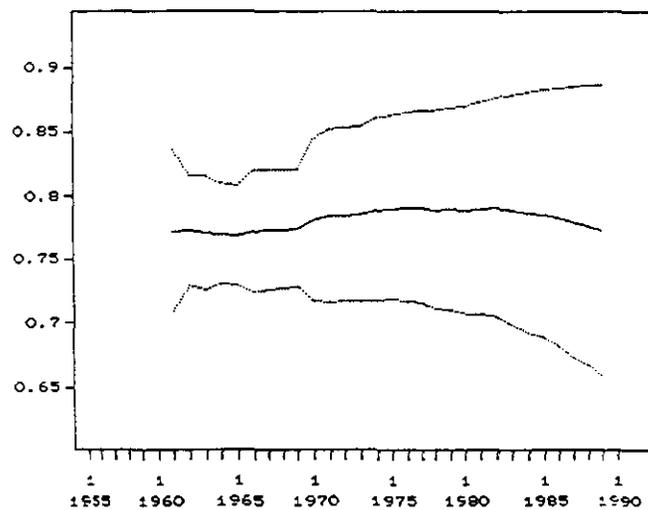


Gráfico 5
Trajetória temporal do nível

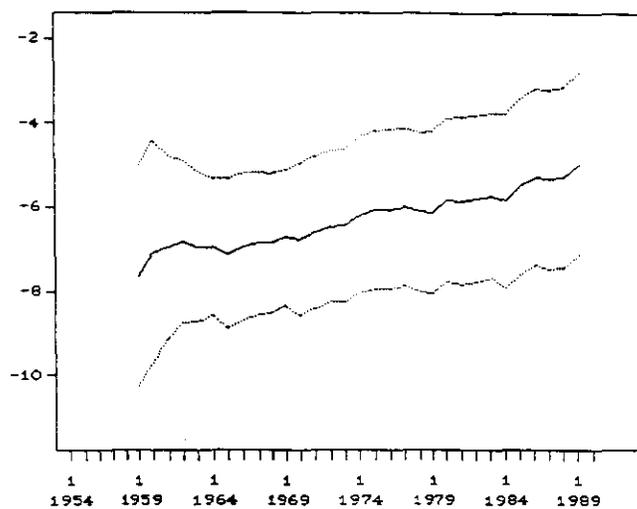


Gráfico 6
Trajetória temporal do crescimento

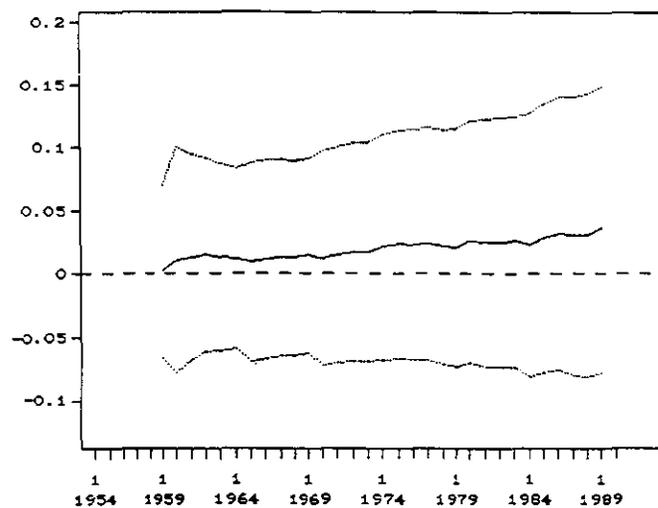


Gráfico 7
Trajetória temporal do coeficiente de *l_{rer5a}*

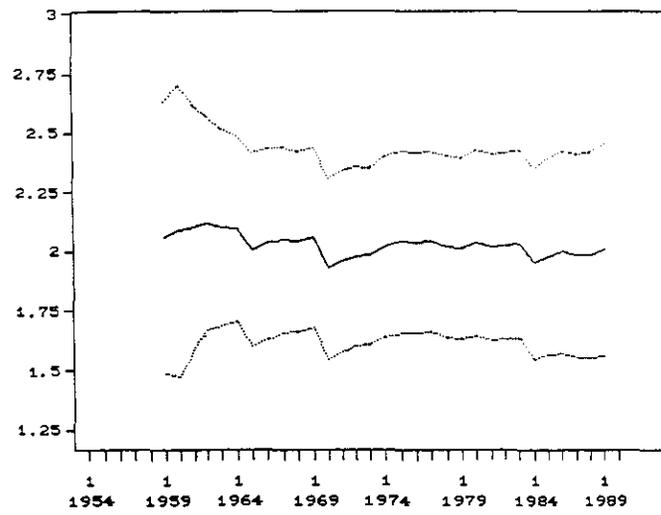
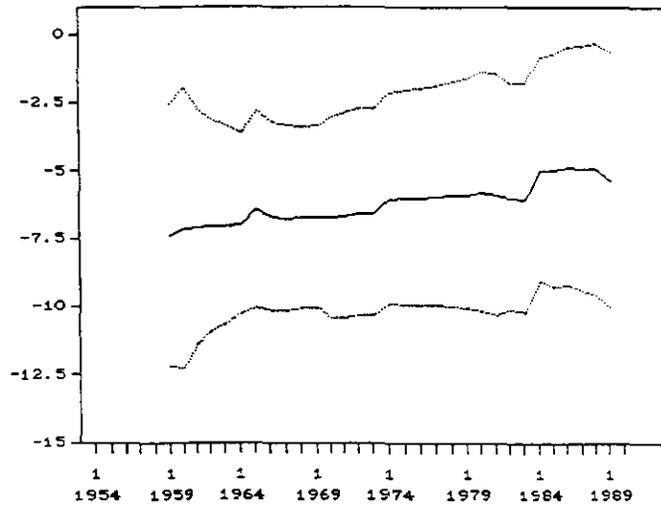


Gráfico 8
Trajetória temporal do coeficiente de *l_{u12a}*



casos. A elasticidade-renda parece ser constante, mas há um aumento na incerteza em relação a esse parâmetro desde o início dos anos 70.

4 - Conclusões e observações

Analisamos neste artigo a questão da variação dos parâmetros nas equações de exportações industriais brasileiras. O passo inicial consistiu na estimação de um modelo de correção de erros com coeficientes fixos, considerando-se, a seguir, a possibilidade de parâmetros variáveis no tempo, pela utilização do filtro de Kalman. Contudo, este não produziu coeficientes variáveis. Como tal resultado pode ter sido causado pela maneira como os hiperparâmetros foram estimados, utilizando-se uma abordagem de máxima verossimilhança, decidimos investigar mais profundamente essa questão através do uso de técnicas bayesianas e de *switching regressions*.

No que se refere aos modelos de parâmetros fixos, a principal característica consiste na simplicidade e rapidez do processo de ajustamento. Não apenas a maior parte do impacto total das mudanças nas variáveis exógenas sobre as variáveis dependentes ocorre no primeiro período, como também o alto coeficiente de realimentação indica uma rápida correção rumo ao equilíbrio. Esse resultado contrasta diretamente com aquele que Portugal (1992) obteve para as importações.

Tal contraste está presente também nos modelos de parâmetros variáveis no tempo. No caso das exportações, os resultados deste artigo parecem sugerir que a instabilidade dos parâmetros não é tão substancial como no caso das importações. Embora as três abordagens diferentes conduzam a indicações distintas, a impressão geral suscita a possibilidade de uma pequena variação nos coeficientes. Essa mudança parece estar concentrada em meados dos anos 60, para a equação de oferta, e em meados dos anos 70, para a equação de demanda.

O aprofundamento da pesquisa sobre esse tópico pode ajudar a esclarecer ainda mais a questão das mudanças nos parâmetros. Na abordagem de *switching regressions*, por exemplo, o uso de mudança logística pode proporcionar alguns resultados interessantes. Como mostrou a abordagem bayesiana, alguns dos coeficientes (Gráficos 1 e 3) parecem apresentar uma mudança logística entre meados dos anos 60 e início dos anos 70. Essa mudança pode ser explicada por um processo de aprendizado ou por custos associados a um ajuste rápido ao novo regime. Se os agentes econômicos necessitam de algum tempo para compreender plenamente as consequências da nova política ou se o conjunto de informações é assimétrico, será necessário um período de aprendizado. Por outro lado, se há uma possibilidade de que a política venha a ser revertida no futuro próximo, os agentes podem vir a escolher o ajuste lento ao novo regime.

Apêndice

1 - Dados trimestrais

Todos os dados cobrem o período de 1975/88 e correspondem a índices que não foram ajustados sazonalmente, com base 1984 = 100, exceto referência em contrário.

1.1 - Índices de comércio exterior

Os índices de preço são do tipo Paasche, enquanto os índices de *quantum* são Laspeyres.

$qx2_q$ = exportações de bens industriais.

Fonte: para 1975/86, *Conjuntura Econômica*, coluna 7, diversos números; para 1987/88, a série foi estendida utilizando a taxa de crescimento do mesmo índice, calculado pelo Banco Central.

$px2q$ = exportações de bens industriais.

Fonte: para 1975/86, *Conjuntura Econômica*, coluna 19, diversos números; para 1987/88, mesmo procedimento acima.

1.2 - Variáveis de atividade

$yw2q$ = volume de importações mundiais, calculado como a razão entre o valor das importações mundiais e o índice de valor unitário das importações mundiais.

Fonte: IFS/FMI, diversos números.

$u1q$ = utilização de capacidade no setor industrial. Fonte: *Conjuntura Econômica*, diversos números.

1.3 - Variáveis de preço

$Pd5q$ = índice de custo das exportações. Construído através de dados sobre salários fornecidos pelo IBGE e pela Fiesp.

Fonte: IBGE (1990) e *Conjuntura Econômica*, diversos números.

$er6q$ = índice da taxa de câmbio para as exportações totais (cesta de moedas/Cr\$). Na cesta foram incluídas sete moedas: dólar, libra, franco francês, lira italiana, florim, yen japonês e marco alemão.

Fonte: *Boletim do Banco Central*, diversos números.

$Pxw2q$ = índice de valor unitário das exportações dos países industrializados.

Fonte: IFS/FMI, diversos números.

sq = taxa de subsídios às exportações de manufaturados. Os dados trimestrais foram obtidos a partir de estimativas anuais, assumindo um crescimento linear.

Fonte: para 1975/85, Baumann e Moreira (1987); para 1986 assumimos uma redução de 10%; e para 1987/88 supusemos que os subsídios foram mantidos constantes ao nível de 1986.

1.4 - Nomes das variáveis

$$lqx2q = \ln(qx2q)$$

$$lrer5q = \ln((er6q * px2q * (1 + sq)) / pd5q)$$

$$lrp4q = \ln((px2q / pxw2q) * 100)$$

$$lyw2q = \ln(yw2q)$$

$$lu1q = \ln(u1q)$$

2 - Dados anuais

Todos os dados cobrem o período de 1947/88 e correspondem a um índice com base 1984 = 100, exceto referência em contrário.

2.1 - Índices de comércio exterior

Os índices de preço são do tipo Paasche, enquanto os índices de *quantum* são Laspeyres.

$qx2a$ = exportações de bens industriais.

Fonte: para 1950/86, *Conjuntura Econômica*, coluna 7, diversos números; para 1987/88, a série foi estendida utilizando a taxa de crescimento do mesmo índice, calculado pelo Banco Central.

$Px2a$ = exportações de bens industriais.

Fonte: para 1950/86, *Conjuntura Econômica*, coluna 19, diversos números; para 1987/88, mesmo procedimento acima.

2.2 - Variáveis de atividades

$yw3a$ = índice de volume das importações mundiais. Para o período anterior a 1950, são usadas as importações reais mundiais.

Fonte: IFS/FMI, *Trade Statistics Supplement*.

$u12a$ = hiato do PIB a partir de um processo de médias móveis de dois períodos, com o ano-base de 1928. ($b_t = ((y1a_{t-1}/y1a_{t-2}) + (y1a_{t-2}/y1a_{t-3}))/2$) e ($yp_t = b_t yp_{t-1}$). Para maiores detalhes sobre a construção desta e de outras variáveis de utilização de capacidade possíveis, ver Portugal (1992).

Fonte: para 1920/46, Zerkowisky e Veloso (1982); para 1947/88, IBGE (1990).

2.3 - Variáveis de preço

$pd4a$ = preço no atacado dos bens industrializados.

Fonte: *Conjuntura Econômica*, coluna 27, diversos números.

$er4a$ = índice da taxa de câmbio Cr\$/US\$ para as exportações totais, exceto café.

Fonte: para 1947/53, *Boletim da Sumoc*, diversos números; para 1953/57, média ponderada das Categorias II, III e IV [Simonsen (1961)].

$er5a$ = índice da taxa de câmbio Cr\$/US\$ para as exportações de bens industrializados. Essa taxa representa o valor efetivamente recebido pela venda da moeda estrangeira.

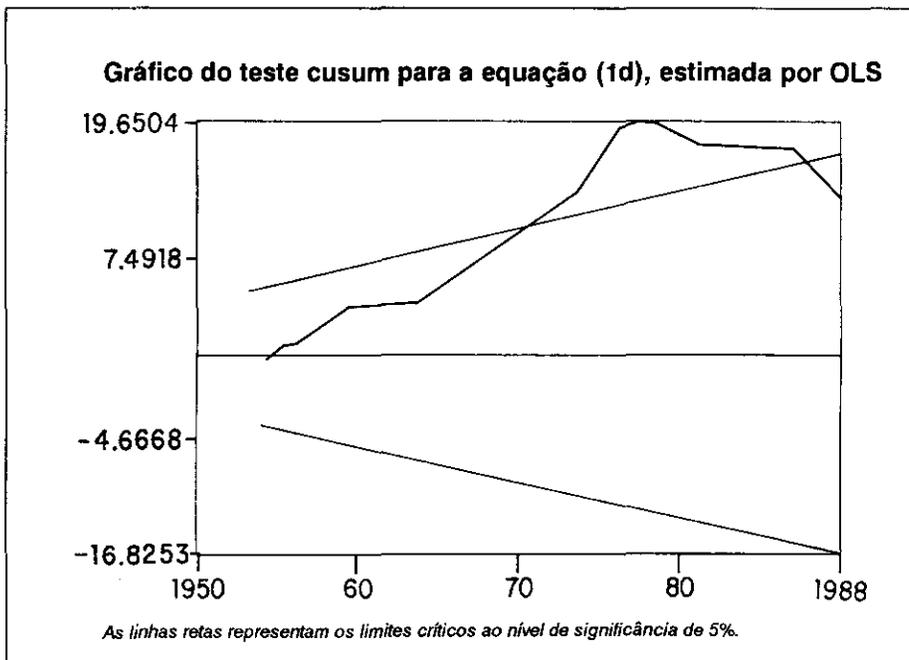
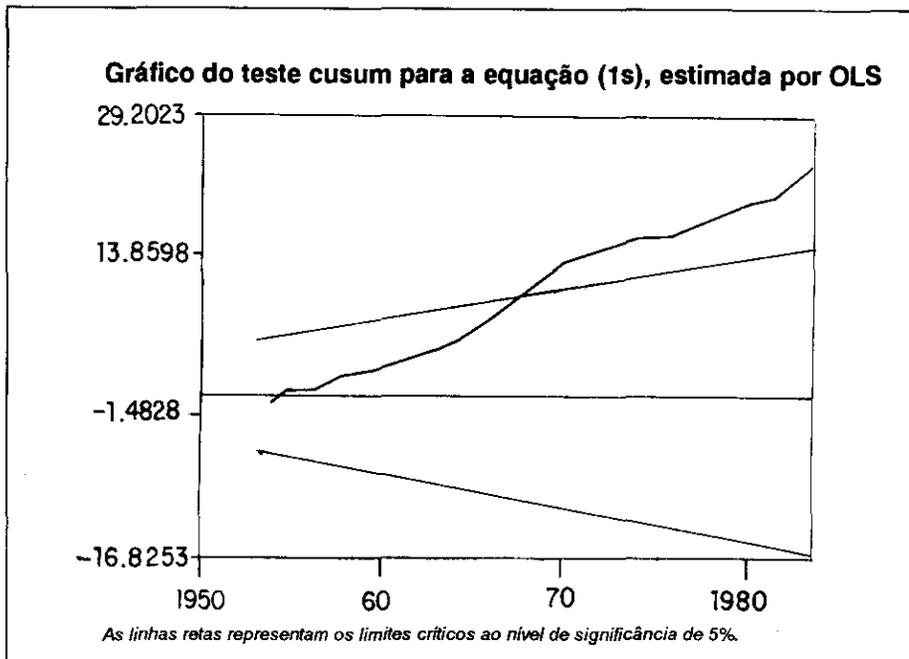
Fonte: para 1953/57, leilões da Categoria IV de Simonsen (1961); para 1957/60, IPEA, (1966); para 1960/88, *Boletim do Banco Central*, diversos números.

sa = taxa de subsídios às exportações de bens manufaturados.

Fonte: para 1969/85, Baumann e Moreira (1987); para 1986 assumimos uma redução de 10%; e para 1987/88 supusemos que os subsídios mantiveram-se constantes, ao nível de 1986.

$pxw2a$ = índice de valor unitário das exportações dos países industrializados. Novamente, para 1947/48 a série foi obtida usando os dados para os Estados Unidos.

Fonte: IFS/FMI, diversos números.



2.4 - Nomes das variáveis

$$lqx2a = \ln(qx2a)$$

$$lrp4a = \ln((px2a/pxw2a)*100)$$

$$lrr5a = \ln((er5a*px2a*(1+sa))/pd4a)$$

$$lyw3a = \ln(yw3a)$$

$$lu12a = \ln(u12a)$$

Abstract

This paper is concerned with modelling export equations in an Error Correction Mechanism framework. We give special attention to a possible parameter instability problem, resulting from the change in the trade policy regime induced by the exporting promotion measures adopted during the mid to late sixties. Fixed coefficient models are estimated, and the Kalman filter, in both classical and bayesian fashions, and the switching regressions technique are used to investigate the question of parameter changes.

Bibliografia

- BAUMANN, R., MOREIRA, H.C. Os incentivos às exportações brasileiras de produtos manufaturados, 1966/85. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.17, p.471-489, 1987.
- BOX, G.E.P., JENKINS, G.M. *Time series analysis forecasting and control*. San Francisco, Holden-Day, 1970.
- BRAGA, H.C., MARKWALD, R.A. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.13, p.707-743, 1983.
- CHOW, G.C. *Econometrics*. Singapore, McGraw-Hill, 1983.
- DAVIDSON, J., HALL, S. Cointegration in recursive systems. *The Economic Journal*, v.101, p.239-251, 1991.
- ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v.55, p.251-276, 1987.
- FACHADA, J.P. *Um estudo econométrico da balança comercial brasileira: 1975-1988*. Rio de Janeiro, PUC, 1990 (Dissertação de Mestrado).

- FULLER, W. *Introduction to statistical time series*. New York, John Wiley and Sons, 1976.
- GRANGER, C.W.J. The typical spectral shape of an economic variable. *Econometrica*, v.34, p.150-161, 1966.
- GOLDFELD, S., QUANDT, R. *Nonlinear methods in econometrics*. Amsterdam, North Holland, 1972.
- . Estimation of structural change in simultaneous equation models. In: GOLDFELD, S.M., QUANDT, R.E. (eds.). *Studies in nonlinear estimation*. Cambridge, Ballinger, 1976.
- . Techniques for estimating switching regressions. In: GOLDFELD, S.M., QUANDT, R.E. (eds.). *Studies in nonlinear estimation*. Cambridge, Ballinger, 1976b.
- GOLDSTEIN, M., KHAN, M.S. Income and price effects in foreign trade. In: JONES, R.W., KENEN, P.B. (eds.). *Handbook of international economics, v.II*. Amsterdam, North Holland, 1985.
- HARVEY, A.C. Applications of the Kalman filter in econometrics. In: BEWLEY, T.F. (ed.). *Advances in econometrics - fifth world congress, v.I*. Cambridge, Cambridge University Press, 1987.
- HENDRY, D.F. Encompassing. *National Institute Economic Review*, v.125, p.88-92, 1988.
- HYLLEBERG, S. *et alii*. Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, v.44, p.215-238, 1990.
- IBGE. *Estatísticas históricas do Brasil*. Rio de Janeiro, 1990.
- IPEA. *Setor de comércio internacional: diagnóstico preliminar*. Rio de Janeiro, 1966.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v.12, p.231-254, 1988.
- JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.52, p.169-211, 1990.
- LUCAS Jr., R.E. Econometric policy evaluation: a critique. *Journal of Monetary Economics*, v.1, suppl., p.19-46, 1976.
- MacKINNON, J. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J. (eds.). *Long-run economic relationships*. Oxford, Oxford University Press, 1991.

- NELSON, C.R., PLOSSER, C. Trends and Random Walk in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, v.10, p.139-162, 1982.
- ORCUTT, G. Measurement of price elasticities in international trade. *Review of Economics and Statistics*, v.32, p.117-132, 1950.
- PAULA PINTO, M.B. *Política cambial, política salarial e o potencial das exportações de manufaturados*. 1982, mimeo (Relatório PNPE).
- PORTUGAL, M.S. *Brazilian foreign trade: fixed and time varying parameter models*. University of Warwick, 1992 (Tese de Doutorado não-publicada).
- QUANDT, R.E. The estimation of the parameters of a linear regression obeying two separate regimes. *Journal of the American Statistical Association*, v.53, p.873-880, 1958.
- — — —. A new approach to estimating switching regressions. *Journal of the American Statistical Association*, v. 67, p. 306-310, 1972.
- ROTHENBERG, T.J. Bayesian analysis of simultaneous equation model. In: FIENBREG, S.E., ZELLNER, A. (eds.). *Studies in Bayesian econometrics and statistics*. Amsterdam, North-Holland, 1975.
- SARGAN, J.D., BHARGAVA, A. Testing residuals from least squares regression for being generated by the Gaussian Random Walk. *Econometrica*, v.51, p.153-173, 1983.
- SIMONSEN, M.H. *Os controles de preços na economia brasileira*. Rio de Janeiro, Consultec, 1961.
- WEST, M., HARRISON, J. *Bayesian forecasting and dynamic models*. New York, Springer-Verlag, 1989.
- ZERKOWSKI, R.M., VELOSO, M.A.V. Seis décadas de economia brasileira através do PIB. *Revista Brasileira de Economia*, v.36, p.331-338, 1982.
- ZINI Jr., A.A. *Exchange rate policy and stabilization in Brazil*. Cornell University, 1988 (Tese de Doutorado não-publicada).

(Originais recebidos em abril de 1993. Revistos em julho de 1993.)