

Evolução recente da produção e importação de automóveis no Brasil*

Edson Paulo Domingues[§]

RESUMO

Este artigo estuda a evolução da produção e importação de automóveis no Brasil na década de 90. Análise de intervenção em séries de tempo e cointegração, pela metodologia de Johansen, é empregada de forma a verificar se ocorreu substituição da produção pela importação nesse período. A conclusão é que isso não ocorreu, e que a elevação das importações foi temporária. Argumenta-se ainda que essa elevação temporária das importações, nos dois anos após 1994, teve como causa também a dinâmica própria dos bens duráveis e não somente a política do governo com respeito a este setor.

Palavras-chave: substituição na produção, importações, automóveis, duráveis.

ABSTRACT

This article studies the evolution of the production and import of automobiles in Brazil in the nineties. Intervention analysis in time series and cointegration, for the methodology of Johansen, are used to verify it happened a substitution of the domestic production for the imports. The conclusion is that it didn't happen, and that the elevation of the imports was temporary. One argue that this temporary elevation of the imports in the two years after 1994 had as cause the own dynamics of the durable goods and not only the government's policy with regard to the sector.

Key words: consumption, imports, automobiles, durables.

JEL Classification: L62, F14.

* O presente artigo foi desenvolvido a partir de um capítulo de minha tese de mestrado (Domingues, 1998), orientado pela professora Maria Carolina Leme (EAESP/FGV), a quem agradeço pelo incentivo, pelas sugestões e revisões também neste trabalho. De grande valor também foram as observações do parecerista anônimo. As possíveis omissões ou imprecisões são de minha inteira responsabilidade, como de praxe.

§ Mestre em Economia, Doutorando em Economia pelo IPE-FEA/USP.

Recebido em 14 de setembro de 1999. Aceito em 14 de fevereiro de 2000.

I Introdução

O objetivo deste trabalho é analisar o comportamento da produção e importação de automóveis no Brasil na década de 90. Os dados para esse período mostram que a participação das importações elevou-se substancialmente em vários setores, e mais expressivamente no de bens de consumo duráveis. Os automóveis são um dos principais itens nesse grupo e uma preocupação recorrente era que esse aumento das importações estivesse substituindo a produção doméstica, com os inevitáveis reflexos nos níveis de emprego e investimento nesse importante setor da economia brasileira.

A hipótese alternativa seria de um aumento da participação das importações mais acentuado num primeiro momento, dado um histórico de protecionismo bastante elevado, que tende a se acomodar, dado um crescimento mais lento da produção doméstica. Além disso, outros choques que causaram um *boom* no consumo, como o Plano Real em julho de 1994, podem levar a um crescimento temporário mais acentuado das importações. Estes dois fatores podem dar a impressão de que ocorria uma substituição da produção doméstica, quando na verdade era uma elevação temporária do consumo e, por conseguinte, das importações.

Elevações temporárias no consumo têm caracterizado economias onde ocorreram programas de estabilização econômica, especialmente aqueles que tinham como base um mecanismo de âncora cambial. Calvo e Végh (1998) encontraram evidências de que o *boom* de consumo que caracteriza programas de estabilização com âncora cambial é particularmente evidente no comportamento dos bens de consumo duráveis.¹ Esse padrão no consumo de duráveis foi estudado em De Gregorio, Guidotti e Végh (1998). O ponto interessante desse trabalho está em explicar o ciclo de elevação e queda no consumo de duráveis, decorrente de um efeito renda permanente originado de um programa de estabilização com âncora cambial, sem utilizar hipóteses de inflação inercial ou falta de credibilidade. Dessa forma, a hipótese colocada em De Gregorio *et alii* (1998) é capaz de explicar a aceleração e queda no consumo de duráveis mesmo em programas de estabilização totalmente críveis.

1 Os autores analisaram 12 programas de estabilização com âncora cambial em 5 países latino-americanos (Brasil, Argentina, México, Uruguai e Chile) e em Israel, desde meados da década de 60 até o início da década de 90. O Plano Real no Brasil não foi abordado nesse trabalho, embora a elevação na produção e importação de duráveis tenha sido bastante visível no período (Gráfico 1). Outra evidência desse fenômeno é que enquanto o PIB cresceu 5,6% em 1994, o faturamento real do comércio de duráveis em São Paulo cresceu 57%, e o de não-duráveis 14% (dados da Macrométrica).

A hipótese básica no modelo trabalhado em De Gregorio *et alii* (1998) é que existem custos de transação associados à compra de duráveis, o que implica que os indivíduos realizam suas compras de duráveis apenas em intervalos discretos de tempo. No agregado, entretanto, as vendas de duráveis são suavizadas ao longo do tempo já que diferentes indivíduos compram duráveis em diferentes instantes do tempo. No contexto desse modelo, a implementação de um plano de estabilização que gere um efeito renda positivo e permanente faz com que existam dois tipos de decisão ótima para os indivíduos: antecipar a nova compra de duráveis (realizar a próxima compra antes do planejado); ou efetuar a nova compra no instante do choque.² O efeito agregado dessas decisões é um *boom* no instante da estabilização e nos períodos subseqüentes, seguido de uma inevitável recessão, isto é, queda do consumo agregado abaixo do nível que prevalecia anteriormente.

Dessa forma, este modelo conclui que a elevação no consumo de duráveis pode ser apenas temporária, e que inevitavelmente ela irá retroceder com o passar do tempo. As evidências empíricas analisadas neste trabalho não rejeitam essa hipótese de temporariedade na elevação das importações de automóveis, e de certa forma corroboram as conclusões desse modelo. Mas não está totalmente claro se esse efeito não se deve também ao impacto das tarifas nesse período.

II Importação e produção na década de 90

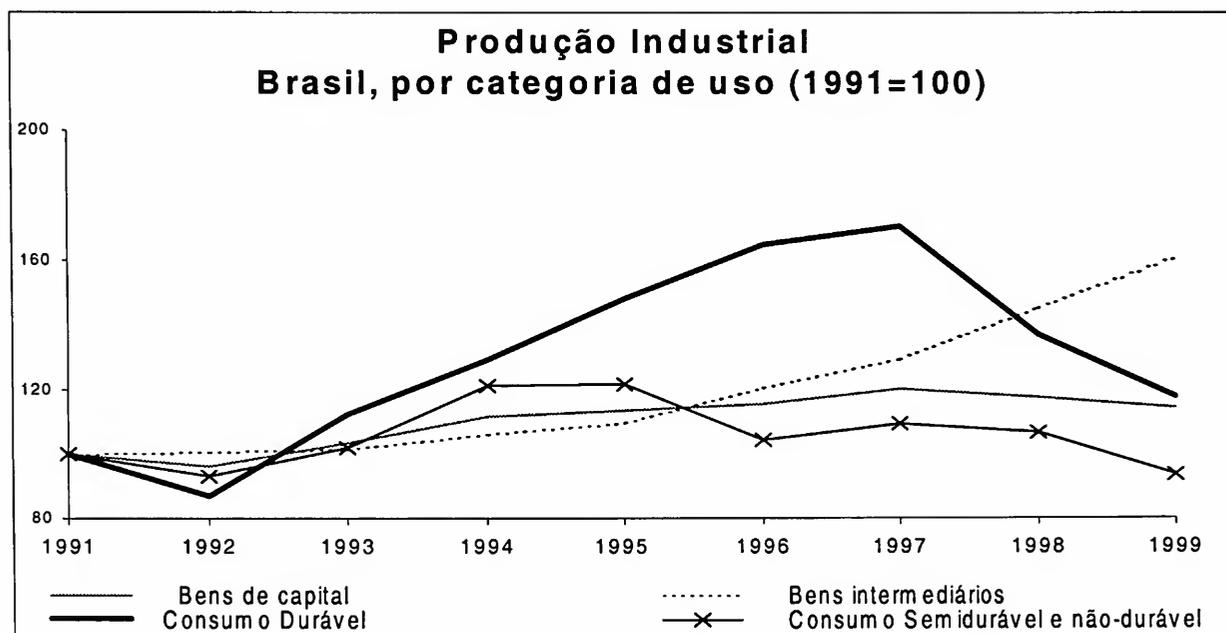
O Gráfico 1 mostra os índices de produção e importações desagregadas por categorias de uso para bens de capital, bens de consumo duráveis e bens de consumo não-duráveis. O crescimento na produção e na importação de duráveis é bastante expressivo, especialmente a partir de 1994, quando este item cresce a uma taxa bastante superior à dos demais. E note-se que isso não ocorre, por exemplo, com bens de capital, onde a expansão das importações não é acompanhada por um crescimento da produção. Estes dados sugerem um significativo aumento da participação das importações na economia brasileira.

Dois indicadores, calculados em Moreira e Correia (1996) e Correia (1997), procuram captar este fenômeno. Um é a razão entre importações e produção interna, denominado

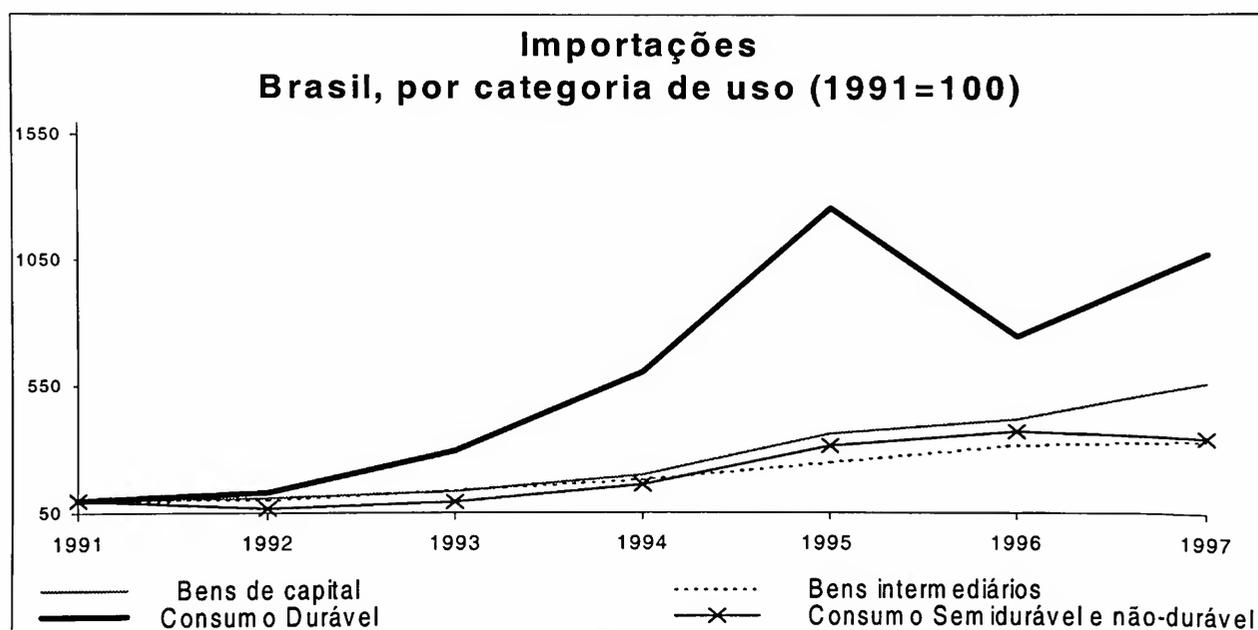
2 Tecnicamente, todos os indivíduos seguem uma regra (S,s) ótima, com o mesmo intervalo de tempo entre as compras e o mesmo volume de compras: o indivíduo adquire um estoque inicial S de duráveis, que se deprecia ao longo do tempo enquanto usufrui do fluxo de serviços desse estoque, de tal forma que uma nova compra só é realizada quando esse estoque atinge um nível mínimo s . O efeito do choque positivo de renda atinge igualmente todos os indivíduos, mas a resposta destes vai variar, entre as duas descritas, de acordo com o tempo decorrido desde a última compra, o que é particular para cada indivíduo. Ou seja, todos os indivíduos comprarão um novo estoque inicial S^* superior ao anterior, alguns apenas anteciparão a nova compra, outros a realizarão no momento do choque. No agregado, o efeito é de um *boom* inicial e uma posterior recessão, queda abaixo do nível anterior ao choque.

coeficiente de penetração. Do exposto acima pode-se concluir que esse coeficiente deve ter aumentado substancialmente para o setor de bens de capital, enquanto que para o setor de bens de consumo durável pode também ter ocorrido uma elevação, se a taxa de crescimento das importações foi superior ao crescimento da produção interna. A Tabela 1 apresenta esses coeficientes, e constata-se uma elevação significativa em todas as categorias de uso, especialmente bens de capital. As importações de duráveis também ampliaram significativamente a participação no consumo interno desde o início do processo de abertura (1989) e especialmente a partir do Plano Real (1994).

Gráfico 1
Produção e Importação



Fonte: Boletim do Banco Central.



Fonte: FUNCEX.

A soma dos fluxos de produção e importação pode ser utilizada como uma aproximação para o consumo interno (pois não se está levando em consideração a formação de estoques). Tal componente é denominado **Consumo Aparente**, e admitindo que os estoques representem uma parcela que se altera pouco no longo prazo, então o coeficiente entre importações e **Consumo Aparente** é uma indicação da alteração da demanda entre a oferta interna e externa.

Moreira e Correia (1996) calcularam esse coeficiente para uma série de ramos industriais. A Tabela 2 resume os dados obtidos para o agregado de cada setor de acordo com o bem produzido. Ocorre uma ampliação generalizada da participação das importações no consumo, com destaque, novamente, para bens de capital e bens de consumo durável.

Tabela 1
Coeficientes de Penetração: Importação/Produção (%)

Categoria de uso	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
bens de consumo								
não-durável	3	3,4	4,5	3,1	4,1	5,2	8	7,6
bens de consumo								
durável	7,4	6,9	12,3	8,4	11,2	11,1	14,8	16,6
bens								
de capital	11,9	19,8	33,3	22,2	26,4	34,3	50,2	65,1
total	4,5	6	8,1	6,3	8,5	10,7	15,5	16,3

Fonte: Moreira (1997).

Tabela 2
Importações/Consumo Aparente (%)

Categoria de uso	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
bens de consumo								
não-durável	3,2	3,6	4,8	3,3	4,4	5,5	8,2	7,9
bens de consumo								
durável	7,8	9,2	12,9	8,9	11,6	11,2	14,2	15,9
bens								
de capital	11,4	17,7	28,1	20	23,2	28,7	36,9	44
total	4,8	6,3	8,6	6,7	9	11	15,3	16,1

Fonte: Moreira e Correia (1996).

Essa elevação na participação das importações é particularmente evidente no setor automobilístico, o principal componente de bens de consumo durável. A abertura da economia brasileira desde o final dos anos 80 foi um dos fatores mais importantes das mudanças recentes na indústria automobilística brasileira. O Gráfico 3 mostra a evolução das alíquotas de importação de automóveis a partir de janeiro de 1990. Dessa data até 1992 a redução tarifária seguiu o cronograma estabelecido no programa de abertura comercial, que se iniciara com a eliminação de barreiras não-tarifárias em 1990. Em 1992 esse cronograma é alterado e as datas previstas para redução tarifária são antecipadas, e em setembro de 1994 passa a vigorar a alíquota prevista na tarifa externa comum (TEC) do Mercosul. Em fevereiro e março de 1995 as alíquotas são elevadas em decorrência dos efeitos da crise do México.³

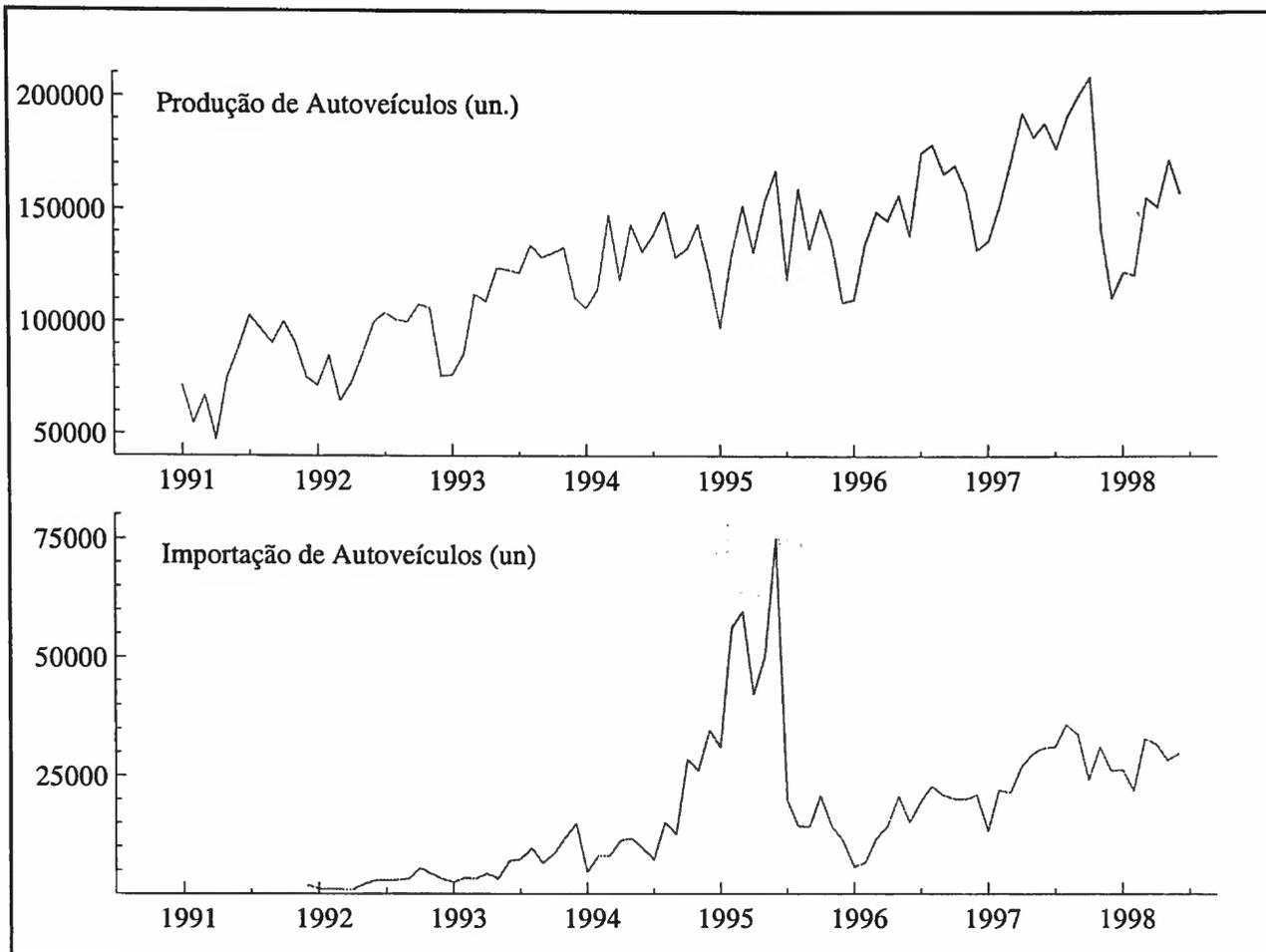
O Gráfico 2 mostra a produção e importação de veículos de 1991 a 1998. A princípio, as importações parecem se expandir lentamente entre 1992 e 1994, num ritmo menos intenso que a expansão da produção. A partir do segundo semestre de 1994 as importações passam a crescer a uma taxa bastante superior à da produção doméstica. Devem ter contribuído para este comportamento não só a já mencionada redução de tarifas mas também a desvalorização cambial e a expansão da demanda.

As importações de automóveis atingem seu pico em junho de 1995, com cerca de 75.000 unidades (44% da produção doméstica). A partir do segundo semestre desse ano as importações parecem voltar ao nível de junho de 1994.⁴ Em setembro de 1998 são importados 29.800 veículos (19% da produção doméstica).

3 Análises recentes do setor automobilístico podem ser encontradas em Negri (1998), Almeida (1996) e Bedê (1996). Cabe ressaltar que o Gráfico 3 apresenta apenas a alíquota que incidia sobre os importados que não possuíam montadora no País. O Regime Automotivo Brasileiro instituído no final de 1995 dá um desconto de 50% nessa alíquota para as importações de veículos por parte das montadoras instaladas no País.

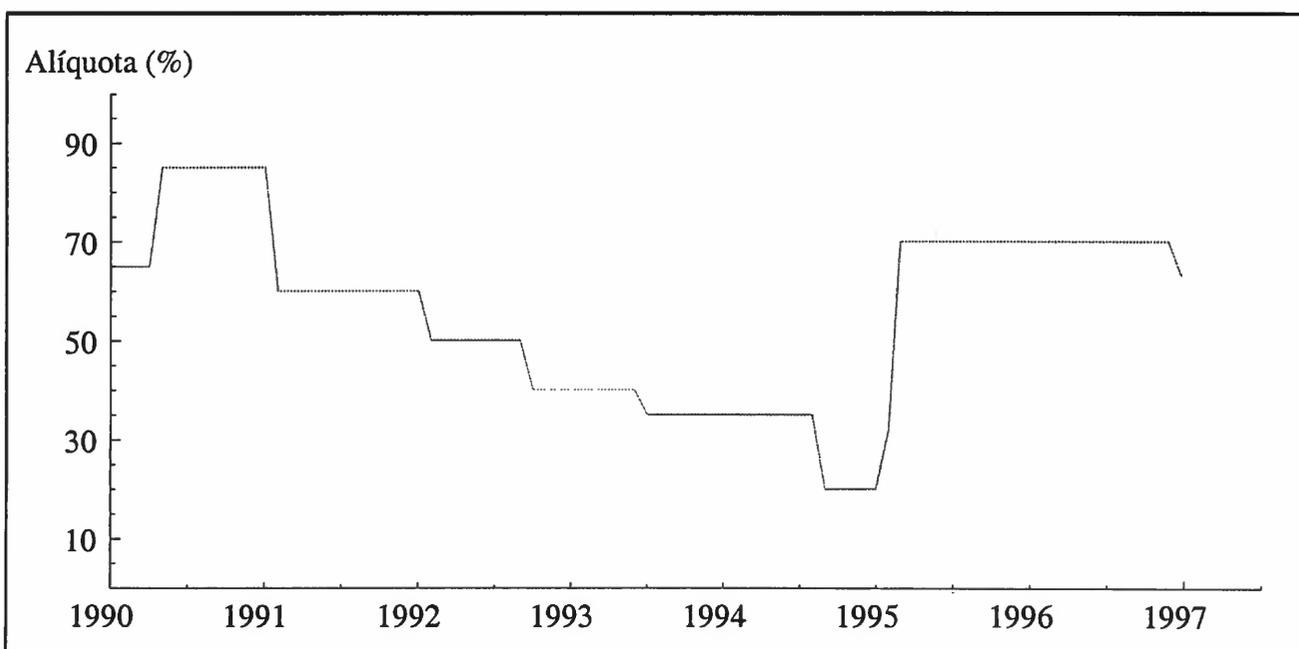
4 Apesar da elevação ter ocorrido entre fevereiro e março de 1995, as importações só caem a partir de julho.

Gráfico 2
Produção e Importação de Veículos (unidades)



Fonte: Macrométrica.

Gráfico 3
Alíquotas do Imposto de Importação de Automóveis



Fonte: Negri (1998).

III Metodologia e estimações

A hipótese de substituição da produção doméstica pelas importações pode ser empiricamente testada por uma relação de cointegração entre essas séries. Se a produção doméstica e as importações cointegram, então a existência de uma relação estável de longo prazo entre elas não pode ser rejeitada, e não existe indicação de que haveria essa substituição. Se a hipótese de cointegração é rejeitada, então não existe evidência de uma relação estável de longo prazo entre essas variáveis, e pode ser então que a substituição esteja ocorrendo.

Esse teste foi realizado por Domingues (1998), no caso dos bens de consumo duráveis, que concluiu que não se podia rejeitar a hipótese da existência de uma relação cointegrada entre produção e importação de duráveis, o que indica uma não substituição da produção interna pela importação, mas que ambos têm uma relação de equilíbrio de longo prazo.

As estimações neste trabalho foram realizadas com dados de importação em valor (milhões de dólares), M , e da produção como índice (1991=100), Y , ao invés de unidades importadas e produzidas, para se evitar o problema do valor unitário superior dos automóveis importados. Essas séries são mensais, cobrem o período de janeiro de 1991 a outubro de 1998, e foram obtidas da Macrométrica.

Primeiramente foi realizada uma análise univariada nas séries, que consistiu na estimação de modelos ARIMA e pesquisa de *outliers*. Para isso utilizou-se a metodologia de Box-Jenkins (Box, Jenkins e Reinsel, 1994), e o procedimento TRAMO/SEATS.⁵ Como a série de importações parece ter uma alteração entre 1994 e 1995, esse procedimento foi utilizado especificando a busca por alterações temporárias, a fim de preservar o nível das séries. Utilizando o mesmo procedimento em ambas as séries, o melhor modelo identificado foi um ARIMA(0 1 1)(0 1 1)₁₂. O procedimento identificou 6 *outliers* para a série de importações, entre outubro de 1994 e junho de 1995. O efeito conjunto dessas intervenções encontra-se no Gráfico 4, assim como a série '**corrigida**', que coincide com a série original onde inexistente o efeito temporário indicado. Para a série da produção foi identificada apenas uma alteração em junho de 1996.

5 Os resultados dessa estimação estão no Apêndice 1.

Gráfico 4
Efeitos de Intervenção - Automóveis

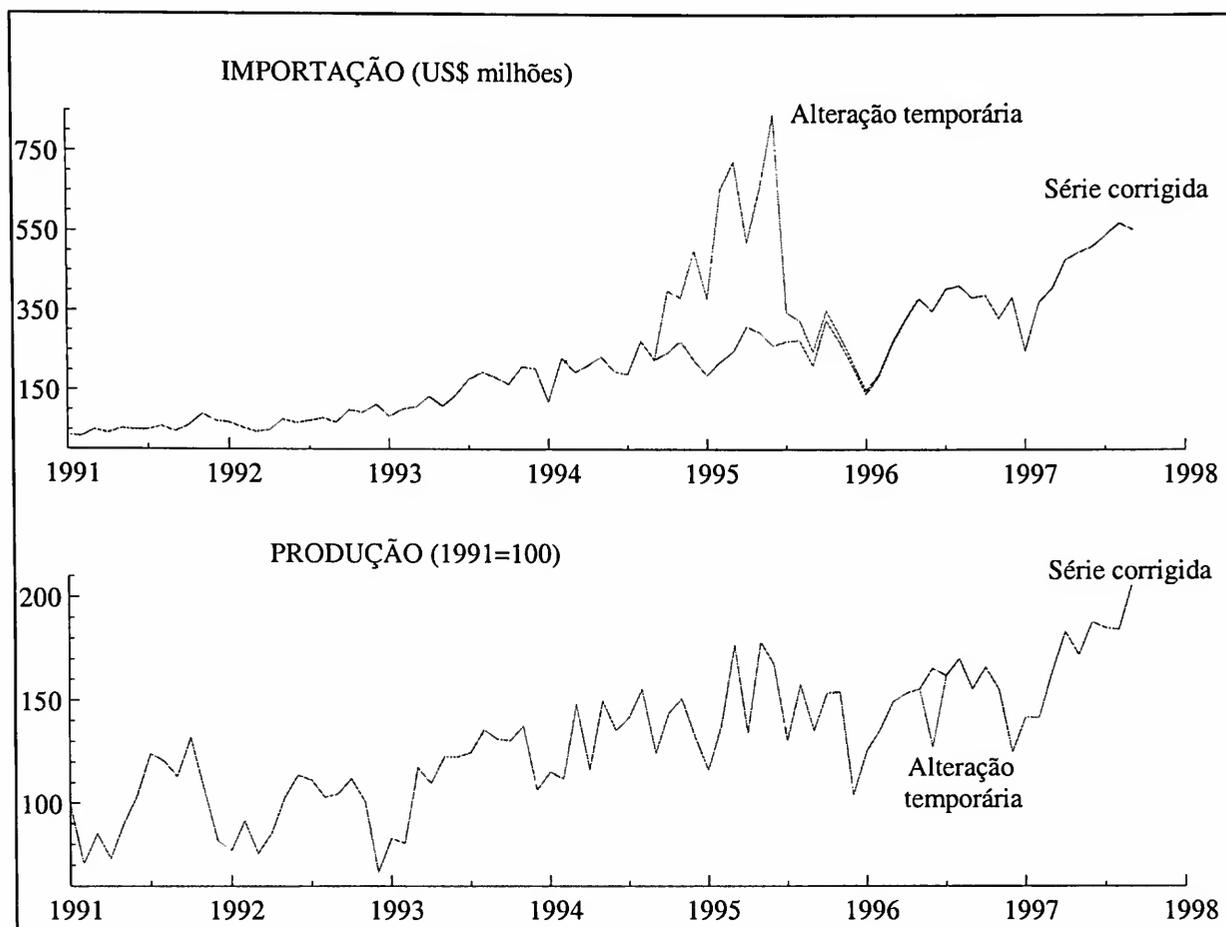


Tabela 3
Testes de Raiz Unitária: 1990.1 a 1997.3

Série	ADF	PP
M	n 1	-0,099
	c, 1	-1,319
M^*	n,1	1,503
	c, 1	0,056
γ	n 11	3,261
	c 11	0,705
	c-s, 0	-1,723
γ^*	n 11	3,637
	c, 11	0,717
	c-s, 0	-1,549

Obs: as duas primeiras colunas em cada bloco indicam a especificação do teste, se com constante (c), sem constante (n), ou constante e *dummies* sazonais (c-s) e o número de defasagens. Os valores críticos, para rejeição da hipótese nula de raiz unitária, são os de Mackinnon (1991): -2.59 (1%) e -1.94 (5%) para a especificação com constante, e -3.51 (1%) e -2.89 (5%) para o teste sem constante.

O teste de cointegração parte da investigação das propriedades de integração e cointegração das séries. Os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Philips-Perron (PP), na Tabela 3, não rejeitam a hipótese de existência de raiz unitária tanto na série de importação de automóveis, M , como na de produção, Y .⁶ Os mesmos testes não rejeitam essa hipótese nas respectivas séries corrigidas, Y^* e M^* .

Dada essa precondição, das séries serem $I(1)$, a identificação da relação de longo prazo pode ser feita por meio dos estimadores de máxima verossimilhança propostos em Johansen (1995). Partindo da representação das séries como um processo VAR (Vetor Autorregressivo):

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

onde $X_t = (Y_t M_t)$, Y_t é a série da produção de veículos, e M_t a das importações.

A representação desse processo como um modelo VAR pode ser reparametrizada de forma a obter um modelo em primeiras diferenças, o modelo do vetor de correção de erros (VECM):

$$\Delta X_t = \alpha + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t$$

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i); \quad i = 1, \dots, k-1$$

onde

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

O posto r da matriz Π determina o número de combinações lineares do vetor X que são estacionárias, dado que os resíduos ε_t são ruído-branco gaussiano. Neste caso, trabalhando com duas séries, se $r = 2$, X_t é estacionário. Se $r = 0$ então ΔX_t é estacionário. No caso intermediário ($r = 1$) existe um vetor de cointegração, então os valores de longo prazo das variáveis devem satisfazer essa relação de longo prazo.

6 A especificação do número de diferenças defasadas no teste ADF e a inclusão ou não de constante ou tendência seguem a metodologia proposta em Enders (1995). Na série da produção (Y) foram necessárias 11 diferenças defasadas para que os resíduos da equação dos testes fossem não autocorrelacionados, e o mesmo foi conseguido com uma especificação que incluiu *dummies* sazonais.

O primeiro passo é estimar um modelo VAR com as séries Y e M , determinando o número de *lags* no sistema e a necessidade de inclusão de constante, tendência, *dummies* sazonais ou outras variáveis de intervenção.⁷ O teste dos autovalores não rejeitou a hipótese de existência de um vetor cointegrado no sistema: a hipótese de nenhum vetor cointegrado ($p=0$) é rejeitada, enquanto a hipótese de pelo menos um vetor ($p\leq 1$) não é rejeitada.⁸

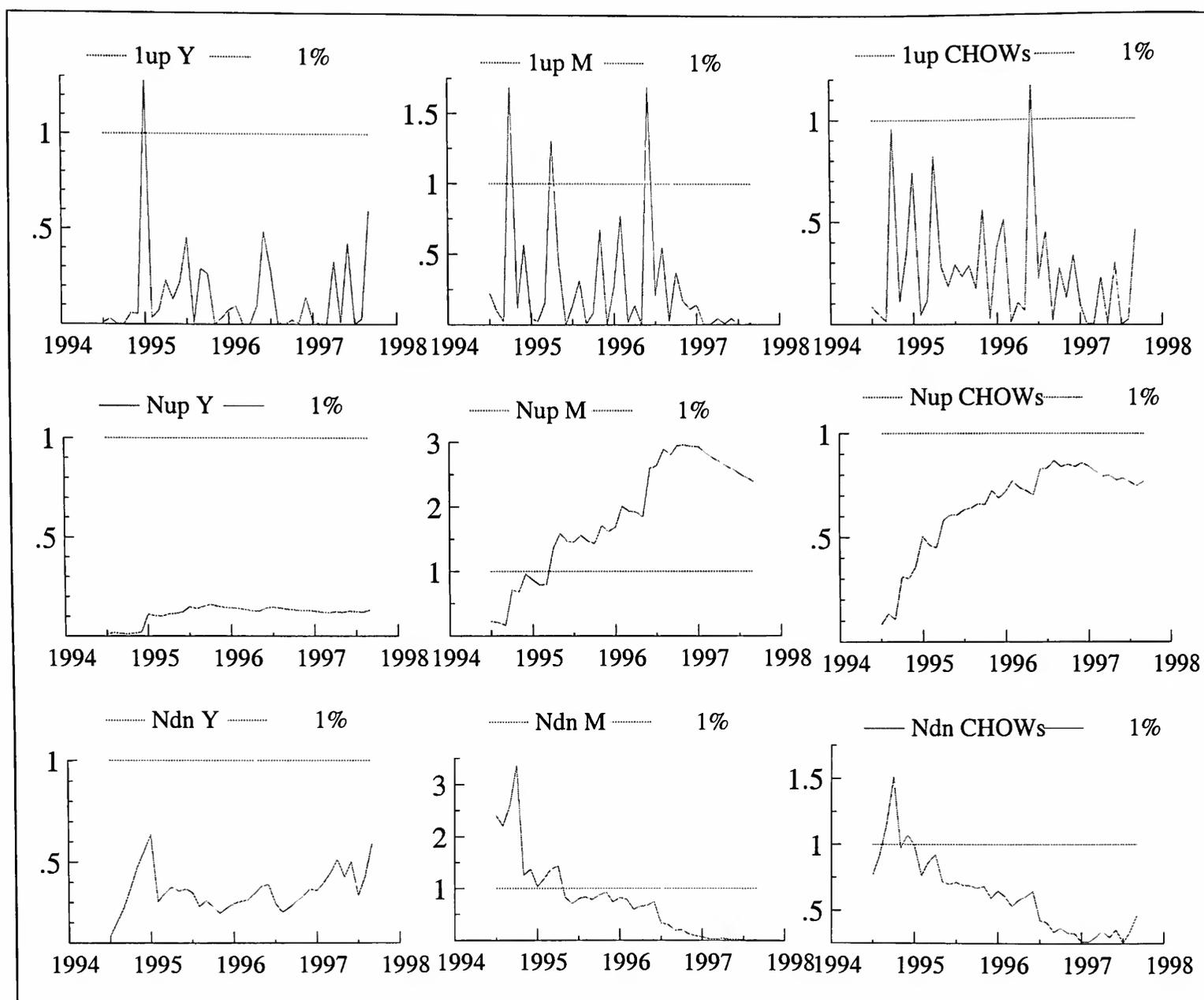
Alguns testes recursivos podem ser aplicados para se observar a hipótese de constância dos parâmetros e a existência de possíveis períodos de quebra estrutural. Os testes aplicados são variantes dos usuais testes de Chow um passo a frente, n passos a frente (teste- F de previsão) e n passos atrás (teste- F de quebra estrutural). No presente contexto eles podem ser aplicados a cada equação e ao sistema como um todo.

Os resultados desses testes aplicados recursivamente estão no Gráfico 5. A primeira linha mostra o teste de Chow um passo a frente para cada equação ($1upY$, a da produção, e $1upM$, a das importações) e para o sistema ($1up CHOW$), com o limite de significância de 1%. O modelo para as importações é o que parece ter mais problemas, com três períodos onde a hipótese de parâmetros constantes é rejeitada, o que só ocorre uma vez com o modelo para a produção. Essa deficiência indicada no modelo para as importações é confirmada pelos testes de previsão (teste de Chow n passos a frente) na segunda linha do quadro ($Nup Y$, $Nup M$ e $Nup CHOWs$), onde a hipótese de erro de previsão a partir de 1995 não é rejeitada. Os testes n passos atrás, ou testes de quebra estrutural, na terceira linha ($Ndn Y$, $Ndn M$ e $Ndn CHOWs$), também indicam um deficiência no modelo para as importações, e no sistema, pois a hipótese de uma quebra antes de abril de 1995 não é rejeitada, a um nível de 1% de significância.

7 Os resultados foram obtidos utilizando-se PcFiml versão 9.0, ver Doornik e Hendry (1997).

8 A abordagem utilizada foi do particular para o geral, no que diz respeito à determinação dos *lags* necessários. Como foram utilizadas séries mensais, o modelo inicial testado foi com 14 *lags* e constante em cada equação do VAR. Um modelo com 12 *lags* em cada equação foi necessário para eliminar problemas de autocorrelação, heterocedasticidade e não-normalidade nos resíduos das duas equações do VAR. A constante foi incluída no vetor de cointegração, mas não nas equações do VAR. O resultado dessa estimação está no apêndice 2.

Gráfico 5
Testes Recursivos VAR12 (Y, M)



Os testes acima de certa maneira confirmam a alteração identificada pelo modelo univariado na série das importações. Uma nova estimação foi realizada com a série de importações 'corrigida', M^* , pelas alterações de 1994-1996 (Gráfico 4).⁹ Os mesmos testes recursivos descritos anteriormente foram aplicados para um VAR com a série de produção usada anteriormente, Y , e essa nova série das importações, M^* , nas mesmas especificações anteriores, isto é, 12 diferenças defasadas em cada equação e constante no vetor cointegrado (Gráfico 6, apêndice 2). O teste de Chow um passo a frente indica apenas um período de quebra para a equação das importações e para o sistema. A deficiência

⁹ Como a diferença entre Y e Y^* é muito pequena, optou-se por manter essa série original da produção no VAR, além disso a estimação realizada com Y^* e M^* levou a resultados muito parecidos.

indicada anteriormente no modelo para as importações não aparece mais nos testes de previsão nem nos testes de quebra estrutural.

Os resultados do teste de cointegração no sistema com a série de produção usada anteriormente, Y , e essa nova série das importações, M^* , estão na Tabela 4. Novamente a hipótese de cointegração não é rejeitada, e desta vez a um nível maior de significância. O primeiro vetor cointegrado difere um pouco da estimação anterior, com um coeficiente para as importações superior. O novo VAR estimado está na Tabela 5.¹⁰

Tabela 4
Teste de Johansen para Cointegração (Y, M^*)

	eigenvalue	loglik for rank			
		-422.450	0		
	0.365712	-406.743	1		
	0.0292155	-405.721	2		
Ho: rank = p	-Tlog(1-\mu)	95%	-T\Sum log(.)	95%	
p == 0	31.41**	15.7	33.46**	20.0	
p <= 1	2.046	9.2	2.046	9.2	
standardized \beta' eigenvectors					
	Y	M*	Constant		
	1.0000	-0.24063	-91.894		
	-5.4563	1.0000	484.08		
standardized \alpha coefficients					
	Y	-0.59575	0.053175		
	M*	2.3297	-0.057439		

**indica rejeição da hipótese nula a 1%.

10 Na Tabela 5, AR 1-5 é o teste F de auto-regressividade até a quinta defasagem, *Normality* é o teste Qui-quadrado de normalidade, ARCH 5 é o teste *F* para heterocedasticidade condicional até a quinta defasagem. As colunas 1 e 2 mostram os valores das estatísticas e entre colchetes o *p-value*, para cada equação do VAR. As duas últimas linhas mostram os respectivos testes para o sistema como um todo (detalhes destes testes em Doornik e Hendry, 1997).

Tabela 5 - VAR 12 (Y, M*)

$$\Delta Y_t = -0.59 (Y_{t-1} - 0.24M^*_{t-1} - 91.89) + \sum_{i=1}^{12} \phi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \phi_i \Delta M^*_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta M^*_t = 2.32 (Y_{t-1} - 0.24M^*_{t-1} - 91.89) + \sum_{i=1}^{12} \eta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \kappa_i \Delta M^*_{t-i} + v_t \quad (2)$$

Residual tests:

		1	2
AR 1-5	F(5, 39)	1.9298 [0.1102]	1.2512 [0.3033]
Normality	Chi ² (2)	3.1602 [0.2060]	0.9327 [0.6273]
ARCH 5	F(5, 34)	0.36232 [0.8709]	1.0013 [0.4310]
Vector AR 1-5	F(20, 66)	1.7161 [0.0511]	
Vector normality	Chi ² (4)	3.5129 [0.4759]	

Nesta estimação os coeficientes de ajustamento apresentam os sinais esperados, negativo para a equação da produção e positivo para a das importações, sendo o primeiro bastante superior (em módulo). Este resultado indica que a produção se ajustou, no curto prazo, com menor velocidade (0.59) aos desequilíbrios de longo prazo, se comparado com as importações (2.32).

IV Conclusões

Os resultados obtidos nas estimações não rejeitaram a hipótese de que produção e importação de automóveis seguem uma relação estável de longo prazo, o que indica que não houve uma substituição da produção doméstica pelas importações nesse período. Este resultado vem de encontro à análise pormenorizada realizada em Almeida (1996). O expressivo crescimento nas importações de automóveis entre 1994 e 1995 foi identificado como temporário e esse fato parece configurar um *boom* de importações associado a um crescimento no consumo de bens duráveis.

As evidências empíricas encontradas neste trabalho de certa forma corroboram as conclusões das análises realizadas em De Gregorio, Guidotti e Végh (1998). A elevação no consumo de automóveis que se verifica a partir da implementação do Plano Real em 1994, que vem fundamentalmente da elevação nas importações, seria resultado também de

um efeito renda positivo associado ao processo de estabilização.¹¹ E dado essa dinâmica do consumo de duráveis, seria esperado que esse *boom* de consumo (e das importações) viesse a se desacelerar progressivamente e eventualmente cair abaixo dos níveis anteriores à estabilização. E de fato o *boom* das importações parece ter terminado em 1996. A questão que surge é se isso se deveu à dinâmica própria dos duráveis ou à elevação nas alíquotas de importação. Observando com mais detalhes a política para o setor automobilístico desde o final de 1995 pode-se concluir que o efeito das tarifas não foi tão grande como pareceria à primeira vista se levássemos em conta apenas a tarifa nominal de 70%. Em dezembro de 1995, nove meses depois da alíquota de importação sobre automóveis ter sido elevada para esse nível, foi estabelecido o Regime Automotivo Brasileiro. Esse regime, como descrevem Bedê (1996) e Almeida (1996), manteve a alíquota de importação de 70% mas permitia descontos na importação de autopeças e matérias-primas, além de conceder exclusividade às montadoras instaladas no País de importar veículos com desconto de 50% sobre as alíquotas de importação, ou seja, podiam importá-los com alíquotas de 35%, nível semelhante ao de 1994. Aqui parece importante fazer uma distinção entre proteção à indústria nacional e restrição às importações: as próprias montadoras instaladas no Brasil foram sempre o principal canal importador de automóveis, daí o fato de a elevação da proteção efetiva ao setor representar apenas uma restrição temporária à importação. Esses fatos levam a concluir que a queda na importação a partir de 1996 deve ter sido resultado da dinâmica própria dos duráveis do que da elevação nas tarifas de importação.

A evidência de temporariedade na elevação das importações de automóveis no Brasil entre 1994 e 1995 e a existência de uma relação de longo prazo entre produção e importação geram, portanto, dúvidas quanto à necessidade da elevação de tarifas de importação nessa situação, conclusão que é reforçada tendo em vista as evidências de processos de estabilização ocorridos em outros países (Calvo e Végh, 1998) e a dinâmica própria no consumo de duráveis, como indicado no modelo elaborado em De Gregorio *et alii* (1998). Um aspecto mais geral que surge desta análise é que considerações sobre a dinâmica própria dos diferentes tipos de bens (duráveis, não-duráveis, bens de capital etc.) têm que ser levadas em conta quando da formulação da política econômica, para que não sejam tomadas medidas desnecessárias ou ineficientes.

11 Como colocam De Gregorio *et alii* (1998), a fonte do efeito renda pode ter vários canais e o mesmo efeito seria obtido como resultado de ampliação na oferta de crédito. A resultante valorização cambial que se observa no início desses programas de estabilização, como foi o caso brasileiro do Plano Real, e que se tende a colocar como causa da elevação nas importações, surge nestes modelos de agente intertemporal como consequência da elevação no consumo de *tradables* (duráveis).

Referências bibliográficas

- Almeida, R. G. *Avaliação dos efeitos da abertura comercial brasileira sobre o mercado automobilístico nacional*. Dissertação de Mestrado. São Paulo: EAESP/FGV, 1996.
- Bedê, M. A. *A indústria automobilística no Brasil nos anos 90: proteção efetiva, reestruturação e política industrial*. Tese de Doutorado. São Paulo: FEA/USP, 1996.
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M., Reinsel, G. C. *Time series analysis, forecasting and control*. 3ª ed. EUA: Prentice Hall, 1994.
- Calvo, G., Végh, C. Inflation stabilization and BOP crises in developing countries. In: Taylor, J., Woodford, M., (edit). *Handbook of macroeconomics*. EUA: North Holland, 1998.
- De Gregorio, J., Guidotti, P. E., Végh, C. A. Inflation stabilization and the consumption of durable goods. *The Economic Journal*, 108, p. 105-31, 1998.
- Domingues, E. P. *Demanda por importações de bens de consumo duráveis: Brasil 1975-1997*. Dissertação de Mestrado. São Paulo: EAESP/FGV, 1998.
- Doornik, J. A., Hendry, D. F. *Modeling dynamic systems using PcFiml 9.0 for Windows*. London: International Thomson Business Press, 1997.
- Dossé, J., Planas, C. *Pre-adjustment in seasonal adjustment methods: a comparison of REGARIMA and TRAMO*. EUROSTAT: Eurostat Seasonal Adjustment Project, Working group document, 1996. (<http://europa.eu.int/en/comm/eurostat/research/noris4/index>).
- Enders, W. *Applied econometric time series*. EUA: John Wiley & Sons, 1995.
- Johansen, S. *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. EUA: Oxford University Press, 1995.
- MacKinnon, J. G. Critical values for cointegration tests. In: Engle, R. F. e Granger, C. W. J. (eds.), *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. EUA: Oxford University Press, 1991.
- Maravall, A., Gómez, V. *Programs TRAMO and SEATS, instructions for the user*. Espanha: Banco Central da Espanha, Novembro, 1997. (<http://www.bde.es/servicio/software/econom.htm>).
- _____. *Guide for using the programs TRAMO and SEATS*. Espanha: Banco Central da Espanha, Junho, 1998. (<http://www.bde.es/servicio/software/econom.htm>).

Moreira, M. M. e Correia, P. G. *Abertura comercial e indústria: o que se pode esperar e o que se vem obtendo*. Rio de Janeiro: BNDES, Texto para discussão 49, 1996.

Moreira, M. M. *Mais uma vez coeficientes de comércio: os primeiros números para 1997*. Rio de Janeiro: BNDES, Sinopse Econômica, Nota Técnica, setembro, 1997.

Negri, J. A. *Elasticidade-renda e elasticidade-preço de automóveis no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, Textos para Discussão 558, 1998.

Planas, C. *Estimation of autoregressive moving average models: a comparative study*. EUROSTAT: Eurostat Seasonal Adjustment Project, Working group document, 1997. (<http://europa.eu.int/en/comm/eurostat/research/noris4/index>)

Apêndice 1

Modelos ARIMA e análise de intervenção

Foram estimados modelos univariados para as séries mensais de importação e produção de automóveis, M e Y , de janeiro de 1991 a outubro de 1998. A seleção do modelo seguiu a abordagem de Box-Jenkins. (Box, Jenkins e Reinsel, 1994) A estimação foi feita usando o procedimento TRAMO/SEATS¹² por máxima verossimilhança, especificando a busca apenas por *outliers* temporários.

A Tabela 6 mostra o modelo ARIMA(011)(011)12 estimado para a série de importações de automóveis. O primeiro bloco da tabela mostra as estimativas para os parâmetros de média móvel (MA1 e MA2) para as defasagens 1 e 12. Ambos são significativos a um nível razoável, e com baixa correlação. A parte central da tabela mostra os *outliers* detectados por ordem de significância (maior estatística T). Esses *outliers* são de dois tipos: AO (*additive outlier*, com impacto apenas naquela observação) e TC (*transitory change*, mudança transitória que se observa por alguns períodos). O efeito conjunto dessas intervenções na série encontra-se no Gráfico 4, e a princípio pode-se considerar que eles captam os efeitos da estabilização do Plano Real e de alterações de tarifas (o *outlier* mais significativo, AO de junho de 1995, é próximo ao mês em que a alíquota de importação sobe de 32% para 72%). O último bloco mostra algumas estatísticas para os resíduos desse modelo, que não rejeitam a hipótese de normalidade e não autocorrelação de primeira ordem.

12 Foi utilizada a versão de junho de 1998 do TRAMO/SEATS. Sobre esse procedimento ver Maravall e Gomez (1997, 1998), Planas (1997), Dossé e Planas (1998).

Tabela 6
Modelo ARIMA(0 1 1)(0 1 1) para Série de Importações, *M*

NUMBER OF OBSERVATIONS: 81					
PARAMETER	ESTIMATE	STD ERROR	T RATIO	LAG	
MA1	-.41962	0.11904	-3.53	1	
MA2	-.40011	0.13921	-2.87	12	
CORRELATIONS OF THE ESTIMATES : -0.047					
ESTIMATES OF REGRESSION PARAMETERS					
PARAMETER	VALUE	ST. ERROR	T VALUE	TYPE	DATE
OUT 1 (54)	474.59	(29.68352)	15.99	AO	(6 1995)
OUT 2 (50)	294.25	(31.91375)	9.22	TC	(2 1995)
OUT 3 (53)	215.46	(29.87104)	7.21	AO	(5 1995)
OUT 4 (51)	172.72	(29.29496)	5.90	AO	(3 1995)
OUT 5 (48)	196.19	(31.01884)	6.32	TC	(12 1994)
OUT 6 (46)	152.67	(31.10787)	4.91	TC	(10 1994)
TEST-STATISTICS ON RESIDUALS*					
MEAN=	5.370481	ST.DEV. OF MEAN =	4.9328647	T-VALUE=1.0887	
NORMALITY TEST=	1.586 [0.4525] (CHI-SQUARED(2))				
SKEWNESS=	-0.0126	(SE = 0.3111)			
KURTOSIS=	2.2170	(SE = 0.6222)			
DURBIN-WATSON=	2.0416				

* SE é o desvio padrão, entre colchetes é o *p-value* de rejeição da hipótese nula de normalidade.

A Tabela 7 apresenta a estimação para a série de produção de automóveis, seguindo a mesma especificação da estimação anterior (máxima verossimilhança, com busca apenas por *outliers* temporários). O melhor modelo especificado foi o mesmo ARIMA(0 1 1)(0 1 1)12, e um *outlier* foi encontrado, um AO em junho de 1996. Os parâmetros do modelo são bastante significativos e apresentam baixa correlação. Novamente, o último bloco mostra algumas estatísticas para os resíduos desse modelo, que não rejeitam a hipótese de normalidade e não autocorrelação de primeira ordem.

Tabela 7
Modelo ARIMA(0 1 1)(0 1 1) para Série de Produção, Y

NUMBER OF OBSERVATIONS: 81					
PARAMETER	ESTIMATE	STD ERROR	T RATIO	LAG	
MA1	-.67280	0.98976E-01	-6.80	1	
MA2	-.49497	0.14470	-3.42	12	
CORRELATIONS OF THE ESTIMATES -0.102					
ESTIMATES OF REGRESSION PARAMETERS					
PARAMETER	VALUE	ST. ERROR	T VALUE	TYPE	DATE
OUT 1 (66)	-38.019	(12.53443)	-3.03	AO	(6 1996)
TEST-STATISTICS ON RESIDUALS*					
MEAN= 1.7570849		ST.DEV. OF MEAN = 1.8336151		T-VALUE= 0.9583	
NORMALITY TEST= 0.2629 [0.8768] (CHI-SQUARED(2))					
SKEWNESS= 0.0737		(SE = 0.2993)			
KURTOSIS= 3.2692		(SE = 0.5985)			
DURBIN-WATSON= 1.9916					

* SE é o desvio padrão, entre colchetes é o *p-value* de rejeição da hipótese nula de normalidade.

Apêndice 2

A Tabela 8 mostra os resultados para a estimação com as séries originais, Y e M . Os resultados indicam que existe pelo menos um vetor de cointegração, pois a hipótese de rank igual a zero é rejeitada a 5% de significância, e a hipótese de rank igual a um não é rejeitada. Tomando o primeiro autovetor como significativo da relação de longo prazo, o coeficiente positivo indica que as importações crescem com a produção. O modelo VAR estimado, omitindo os valores dos parâmetros para as defasagens de ΔY_t e ΔM_t , está na Tabela 9, assim como um sumário dos testes aplicados aos resíduos de cada equação e ao vetor dos resíduos.

Tabela 8
Teste de Johansen para Cointegração VAR12 (Y, M)

eigenvalue		loglik for rank		
		-467.808	0	
	0.213107	-459.540	1	
	0.0559557	-457.553	2	
Ho: rank = p	-Tlog(1-\mu)	95%	-T\Sum log(.)	95%
p == 0	16.54*	15.7	20.51*	20.0
p <= 1	3.973	9.2	3.973	9.2
standardized \beta' eigenvectors				
	Y	M	Constant	
	1.0000	-0.13979	-83.652	
	-5.8005	1.0000	527.80	
standardized \alpha coefficients				
	Y	0.61855	0.017900	
	M	2.5004	-0.20317	

* indica rejeição da hipótese nula especificada a 5%.

Tabela 9
VAR 12 (Y, M)

$$\Delta Y_t = 0.61 (Y_{t-1} - 0.139M_{t-1} - 83.65) + \sum_{i=1}^{12} \phi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \phi_i \Delta M_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta M_t = 2.50 (Y_{t-1} - 0.139M_{t-1} - 83.65) + \sum_{i=1}^{12} \eta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \kappa_i \Delta M_{t-i} + v_t \quad (2)$$

Residual tests*:

		1	2
AR 1-5	F(5, 39)	0.55203 [0.7358]	0.44393 [0.8150]
Normality	Chi ² (2)	0.9702[0.6156]	5.0134[0.0815]
ARCH 5	F(5, 34)	0.34693 [0.8806]	1.604 [0.1856]
Vector AR 1-5	F(20, 66)	0.95103 [0.5290]	
Vector normality	Chi ² (4)	4.9995 [0.2873]	

*obs.: AR 1-5 é o teste F de auto-regressividade até a quinta defasagem, *Normality* é o teste Qui-quadrado de normalidade, ARCH 5 é o teste F para heterocedasticidade condicional até a quinta defasagem. As colunas 1 e 2 mostram os valores das estatísticas e entre colchetes o *p-value*, para cada equação do VAR. As duas últimas linhas mostram os respectivos testes para o sistema como um todo (detalhes destes testes estão em Doornik e Hendry, 1997).

O Gráfico 6 mostra os testes recursivos no VAR formado pelas séries Y e M*, que é a série de importações corrigida para os efeitos de intervenção (ver Gráfico 2 e Apêndice 1). O teste de Chow um passo a frente indica apenas um período de quebra para a equação das importações (*Iup M**) e para o sistema (*Iup CHOWs*). A deficiência indicada anteriormente no modelo para as importações não aparece mais nos testes de previsão na segunda linha do gráfico (*Nup Y*, *Nup M** e *Nup CHOWs*), nem nos testes de quebra estrutural, na terceira linha (*Ndn Y*, *Ndn M** e *Ndn CHOWs*).

Gráfico 6
Testes Recursivos VAR12(Y, M^*)

