



FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ADMINISTRAÇÃO DE EMPRESAS

3

EDSON PAULO DOMINGUES

DEMANDA POR IMPORTAÇÕES DE BENS DE CONSUMO DURÁVEIS:
BRASIL 1975-1997

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação da
EAESP/FGV

Área de Concentração: Economia de Empresas

Orientador: Prof. ^a Maria Carolina da Silva Leme

SÃO PAULO
1998



Fundação Getúlio Vargas
Escola de Administração
de Empresas de São Paulo
Biblioteca



2030/98



1199802030

Escola de Administração	
Departamento de Estatística	
L.	330.123.5
09.11	(81)
Tornio	D671d
2030/98	Dr.

0024-74160

DOMINGUES, Edson Paulo. Demanda por importações de bens de consumo duráveis: Brasil 1975-1997. São Paulo: EAESP/FGV, 1998, 132p. (Dissertação de Mestrado apresentada ao curso de Pós-Graduação da EAESP/FGV, Área de Concentração: Economia de Empresas).

Resumo: Trata das importações de bens de consumo duráveis no Brasil de 1975 a 1997, estudando e estimando formulações para essa demanda, levando em conta características específicas desse tipo de bem.

Palavras-chave: Demanda – Importações – Brasil – Duráveis – Comércio Exterior -

**DEMANDA POR IMPORTAÇÕES DE BENS DE CONSUMO DURÁVEIS:
BRASIL 1975-1997**

Banca examinadora:

Orientador: Prof. ^a Maria Carolina da Silva Leme
Prof. Samuel Abreu Pessoa
Prof. ^a Fabiana Fontes Rocha

DEMANDA POR IMPORTAÇÕES DE BENS DE CONSUMO DURÁVEIS:
BRASIL 1975-1997

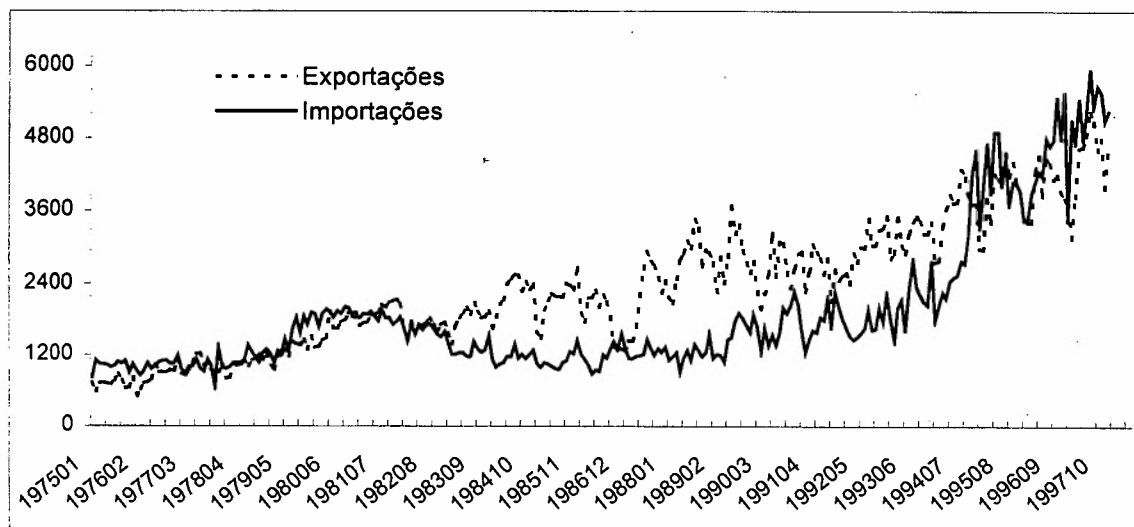
INTRODUÇÃO	1
CAPÍTULO I: AS IMPORTAÇÕES DE 1975 A 1997	7
I.1 – Respostas à primeira crise do petróleo e o ajuste recessivo da década de 80	9
I.2 – Início da liberalização comercial: 1989 a 1993	15
I.3 – As importações de 1994 a 1997	20
CAPÍTULO II: O CONSUMO DE DURÁVEIS E NÃO DURÁVEIS	35
II.1 – Duráveis e não duráveis e o comportamento da conta-corrente	46
II.2 – Modelo estrutural para as importações de duráveis	48
CAPÍTULO III: ESTIMAÇÕES	55
III.1 - Modelo <i>ad hoc</i> para demanda por importações de duráveis	55
III.2 - Estratégia de estimação	63
III.3 - Resultados	65
III.4 - Conclusões	94
CAPÍTULO IV: CONCLUSÃO	97
Apêndice 1	102
Apêndice 2	105
Apêndice 3	118
Apêndice 4	119
Anexo 1	125
Anexo 2	127
Bibliografia	128

INTRODUÇÃO

A deterioração do resultado da balança comercial desde a introdução do Plano Real em julho de 1994 tem sido um dos assuntos mais discutidos da economia brasileira, pois o que se tem observado desde então é um grande dinamismo e crescimento nas importações em comparação com o fraco desempenho nas exportações.

O gráfico da figura 1 ilustra a mudança ocorrida na balança comercial brasileira a partir de novembro de 1994, quando o valor das importações ultrapassou o das exportações pela primeira vez desde janeiro de 1987, interrompendo um período de quase 12 anos consecutivos de superávites na balança comercial.

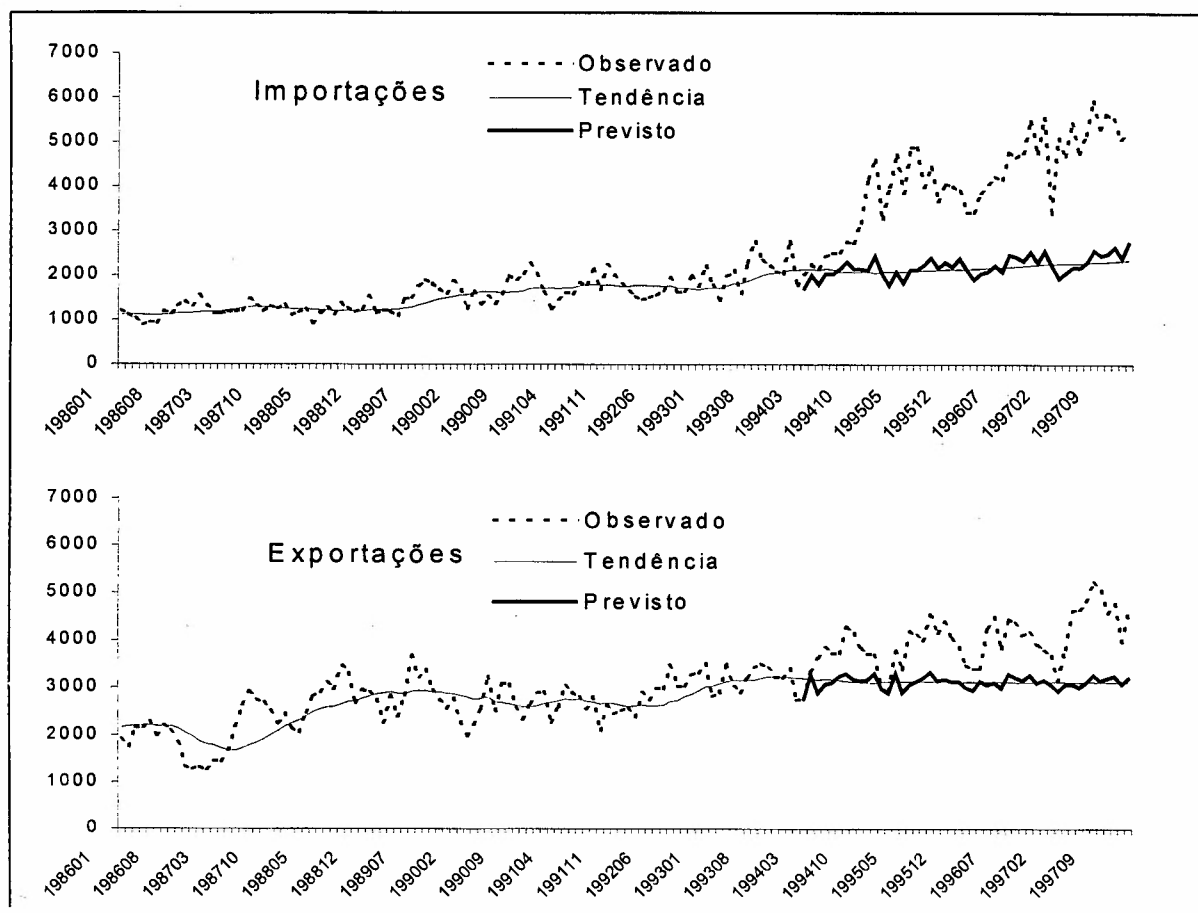
Figura 1 : Exportações e Importações mensais
(milhões de dólares)



Se observarmos as taxas de crescimento nos últimos anos desses dois fluxos, a diferença é grande. As importações vinham crescendo a taxas elevadas, 40% no primeiro semestre de 94 quando comparado a igual período de 1993 e 17% no segundo semestre de 94, até atingir 95% no primeiro semestre de 1995. As exportações fazem o caminho inverso: 16%, 9,5% e 6,7% respectivamente.

Um exercício interessante é extrapolar o comportamento destes fluxos a partir de 1993, comparando esses valores teóricos com os efetivamente observados. Truncando essas séries até 1993 e extrapolando para frente juntamente com uma linha de tendência, o 'erro' no caso da série das importações é consideravelmente maior do que o 'erro' nas exportações, desviado-se muito mais da linha de tendência que foi construída ¹, como mostra o gráfico abaixo.

Figura 2: Importações e Exportações mensais (milhões de dólares)



¹ Este exercício foi realizado elaborando modelos ARIMA para extrapolar os valores da série para períodos subsequentes, de forma que se possa estabelecer uma linha de tendência para a média futura. Isso porque uma das características dos modelos ARIMA é a reversão para a média quando se realizam extrapolações longas, como superiores a 12 períodos. Os modelos utilizados estão no Apêndice 1. As fontes de todos os dados apresentados estão descritas no item III.3, se não referidas no específico gráfico ou quadro.

Com base nessas estimações, o que se podia esperar, pelos dados até 1993, é que as importações crescessem ligeiramente mais que as exportações, resultando num saldo comercial positivo, ainda que ligeiramente declinante, até 1997. Calculando esse saldo mensal médio teórico e comparando com o efetivamente observado, a diferença é substancial, como se observa no quadro abaixo.

Quadro 1: Valores projetados e efetivos do saldo comercial
(milhões de dólares)

ano/sem	Saldo médio no semestre	
	verificado	projetado
1994-1	1.161	1.082
1994-2	569	1.004
1995-1	-704	1.048
1995-2	146	901
1996-1	-312	959
1996-2	-5.227	759
1997-1	-3.847	890
1997-2	-4.482	643

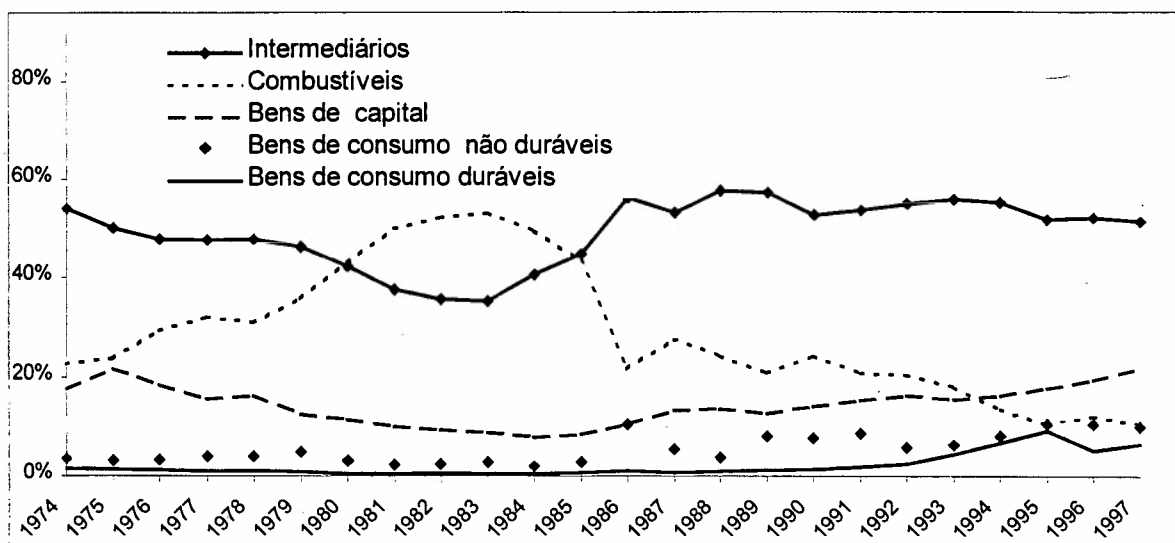
Esse crescimento impressionante das importações brasileiras tem sido associado ao processo de liberalização comercial que ocorre no Brasil desde o final da década de 80, e, a partir do Plano Real (1994), à política cambial.

Embora nos últimos anos tenha-se observado uma série de idas e vindas nesse processo de abertura comercial, esta tem sido uma medida importante para a estabilização da economia e para o aumento de sua eficiência, seja pela importação de matérias-primas ou bens de capital a preços mais competitivos, ou através da concorrência com a produção interna. Assim pode-se dizer que a alteração na estrutura e no volume das importações brasileiras representa um dado fundamental e definitivo ². Nesse ambiente de abertura e

² Existem razões para se concluir que a abertura comercial é um fato definitivo na economia brasileira. Primeiramente, um país que tem o intuito de se tornar um participante efetivo no comércio mundial, tem, necessariamente, que abrir de alguma forma sua economia ao mercado externo, sob pena de ficar alijado do comércio mundial, seja através de medidas unilaterais dos países com quem comercializa ou através de sanções dos organismos multilaterais que tratam do comércio (GATT, OMC) ou dos blocos econômicos (Comunidade Européia, ALCA, etc.). Um bom exemplo dessa situação foi a preocupação do governo brasileiro em afirmar, em 1995, quando adotou medidas restritivas à importações de automóveis, a temporariedade dessas medidas, e estabelecer desde o início um cronograma de volta às tarifas anteriores.

expansão das importações, a observação da composição desse fluxo mostra aspectos importantes a serem analisados.

Figura 4: Participação nas importações por categoria de uso



O gráfico anterior (figura 4) mostra a participação dos bens (por categoria de uso) no total das importações, de 1974 a 1997. Duas observações iniciais podem ser feitas: a partir do final da década de 80 a participação das importações de combustíveis cai sensivelmente, e as de bens intermediários mantém uma participação estável. A partir de 1990, bens de capital e bens de consumo duráveis ampliam sua participação no total importado. Em termos absolutos, entre 1990 e 1997, o valor das importações de bens de consumo duráveis cresceu 1500%, contra um crescimento de 450% em bens de capital, 289% para bens de consumo não duráveis, 380% para bens intermediários e 128% para combustíveis. Portanto, dentro de um quadro de crescimento generalizado nas importações, a ampliação mais significativa foi nas de bens de consumo duráveis, sendo este item o principal responsável pelo aparecimento dos déficits comerciais a partir de 1994.

Uma análise nesse componente das importações, similarmente ao que é feito com o fluxo agregado, estimaria as elasticidades renda e preço e testaria alterações nesses

parâmetros para o período após o Plano Real ³, adicionando alguma variável *proxy* de abertura econômica. Entretanto essa abordagem, embora possa ser útil para o fluxo agregado, parece excessivamente simplista para bens de consumo duráveis, assim como seria para as importações de bens de capital ⁴, podendo deixar de lado aspectos importantes relacionados à especificidade do bem.

Inicialmente, alguns aspectos específicos dos duráveis podem ser lembrados para justificar essa observação. Tomemos a questão das consequências da estabilização econômica com o Plano Real. A estabilidade e a ampliação do crédito ⁵ têm influência decisiva nos horizontes de planejamento dos agentes econômicos e nas decisões de compra de bens duráveis. Nessa situação o crédito ao consumo, financiando bens duráveis, pode significar uma força adicional no crescimento das importações desse item. Além disso, quando se pensa em bens duráveis surgem questões à respeito do estoque e da depreciação. Imagine-se que o estoque de bens de consumo duráveis estivesse reprimido devido a um longo período de instabilidade econômica e restrição ao crédito. Desse modo, as compras desse bem apenas cobrem a sua depreciação, ou são mantidas em níveis mínimos. Num momento em que a economia se estabiliza e o crédito se amplia, uma ampla gama de consumidores têm a oportunidade de ampliar estes estoques, para elevar o consumo dos serviços que os duráveis proporcionam, e o resultado no agregado pode ser uma elevação substancial e rápida nas compras. E se a qualidade percebida nos importados é superior à do produto nacional, o consumidor pode aproveitar para ampliar a participação deste bem na sua cesta de consumo. Portanto parece haver uma ligação entre a demanda por duráveis, e pela importação destes, e o estoque desse bem. Neste caso estimar essa demanda de importações utilizando as formulações usuais, que não levam em conta esta característica,

³ Uma hipótese plausível poderia ser uma elevação na elasticidade renda na demanda de importações de duráveis, como decorrência da estabilidade.

⁴ Resende (1997), por exemplo, estuda isoladamente a demanda de importações de bens de capital, abordando a problemática da restrição externa ao crescimento da economia brasileira: em momentos de aceleração econômica a produção interna tenderia a requisitar uma forte importação de bens de capital, que estariam condicionadas à disponibilidade cambial na economia. Portugal (1992) trata desse problema utilizando uma formulação mais específica nesse caso. Estes trabalhos serão descritos com maior detalhe no item III.1.

⁵ Campos (1998) mostra o crescimento acelerado das operações de crédito e financiamento ao consumo de bancos e financeiras no Brasil após o Plano Real. A partir da liberalização dos prazos das operações, o crédito ao consumidor adquiriu dinamismo ainda maior, pois, apesar das elevadas taxas de juros, o crescimento do número de prestações diminui o valor das mesmas, permitindo que uma parcela maior da população tivesse acesso ao crédito.

pode levar a resultados inadequados, como superestimar as elasticidades renda ou preço ⁶. Além disso, tratando-se de um bem de consumo, a possibilidade de que haja forte dependência nas importações entre os períodos, uma característica bastante comum nas séries de consumo agregado, não pode ser descartada, o que por si só requer um tratamento econométrico mais cuidadoso.

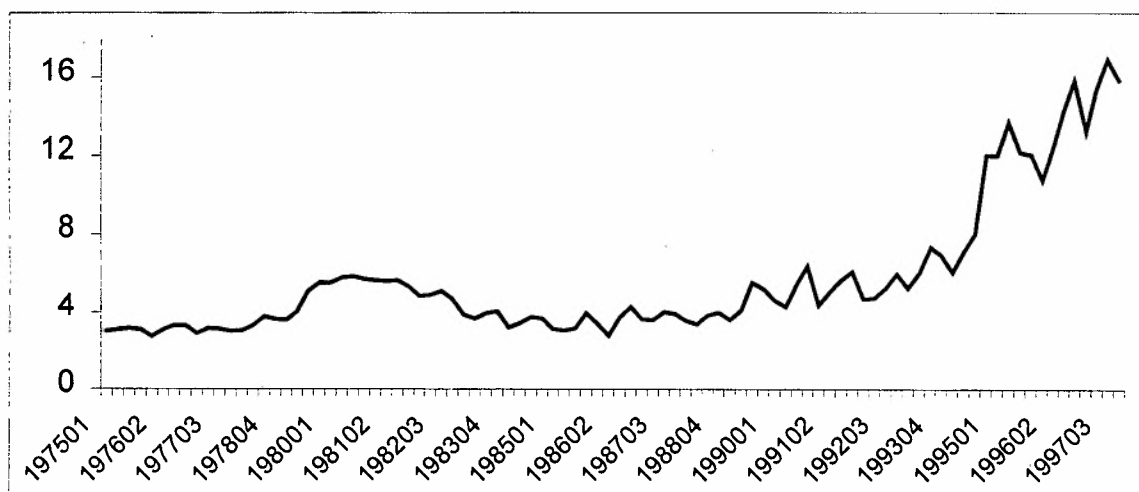
Dessa forma, para estudar o comportamento das importações de duráveis dentro de um quadro teórico específico, o trabalho está dividido em quatro partes. No primeiro capítulo será analisado o comportamento das importações brasileiras, agregadas e desagregadas, de 1974 a 1997, observando os impactos em momentos de 'choque', como planos de estabilização e desvalorizações cambiais, e os decorrentes do processo de abertura. No segundo capítulo serão abordados modelos que tratam do padrão do consumo de bens duráveis, e será estudado um modelo para a demanda por importações desse bem. No terceiro capítulo esse modelo será estimado, assim como serão abordadas as formulações utilizadas em estudos empíricos para a demanda de importações no Brasil, e com base nestes um modelo *ad-hoc* para demanda por importações de duráveis também será proposto e estimado. Finalmente, as conclusões são apresentadas na quarta parte.

⁶ Uma elevação anormal de curto prazo nas importações devido a um movimento de elevação do estoque, para garantir um fluxo futuro maior de serviços desse bem, poderia ser captado como elevação na elasticidade-renda.

CAPÍTULO I - AS IMPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE 1975 A 1997

As importações brasileiras na década de 90 apresentam um comportamento bastante diferente daquele que se têm observado desde a década de 80. O gráfico abaixo mostra a série das importações trimestrais para o período de 1975 a 1997.

Figura 4 : Importações trimestrais
(bilhões de dólares)



Observando-se essa série de importações totais nota-se que a partir de 1990 ela passa a apresentar uma nítida tendência de crescimento. Para fim de uma análise mais pormenorizada essa série foi dividida em quatro períodos: de 1975 a 1979, de 1980 a 1988, de 1989 a 1993 e de 1994 a 1997. Essa divisão obedece a uma ordem de acontecimentos econômicos que se quer ressaltar na descrição e explicação do comportamento do fluxo de importações, a saber: a resposta à primeira e segunda crise da petróleo (1975 a 1979), o ajuste recessivo da década de 80 (1980 a 1989), o início do processo de liberalização comercial (1989 a 1993) e o Plano Real (1994 a 1997). A série de importações também foi desagregada em seus três componentes: *Bens de Capital*, que é composto de máquinas, equipamentos, material elétrico e material de transporte (aeronaves, automóveis e tratores), *Combustíveis*, que inclui carvão, petróleo e derivados, e *Bens de Consumo e Matérias Primas*, que inclui alimentos, vestuário e matérias primas como cereais, adubos e produtos químicos.

O primeiro período, de 1975 a 1979 é caracterizada por uma relativa estabilidade do fluxo de importações, de cerca de 3 bilhões de dólares ao trimestre. O segundo, entre 1979 e 1989, se caracteriza por uma elevação e queda das importações, quando estas alcançam cerca de 5 bilhões de dólares em 1981 e caem para 3 bilhões no final de 1984, ficando na média de 4 bilhões para o período, representando cerca de 4% do PIB. O terceiro, de 1989 a 1993, apresenta o início do crescimento das importações, partindo de uma média de 4 bilhões em 1990 para quase 7 bilhões em 1994, representando cerca de 5% do PIB. O último período, de 1994 a 1997, se caracteriza pelo crescimento acentuado das importações, com o fluxo mensal partindo de 8 bilhões no segundo trimestre de 1994 e atingindo um recorde de quase 16 bilhões no último trimestre de 1997, representando em média 7,2% do PIB anual. Neste último período as importações passaram de 5,3% do PIB em 1993 para 6,2% em 1994, atingindo um pico de 8,8% em 1995, 6,84% em 1996 e 7,1% em 1997. O quadro 2 resume essas quatro fases em que foram divididas as importações.

Quadro 2 : Quatro períodos para as importações
(bilhões de dólares)

	Período	média	desvio padrão	Máximo	Mínimo
1	1975 a 1979	3,21	2,81	3,98	2,71
2	1979 a 1988	4,21	0,72	5,85	2,76
3	1989 a 1993	5,79	1,00	7,33	4,27
4	1994 a 1997	12,36	6,96	16,93	6,05

O comportamento das importações totais nesses períodos foi determinado pelas características da política econômica adotada e da estrutura da economia brasileira prevalecente. O item seguinte desta seção tratará do comportamento das importações nos dois primeiros períodos acima.

I.1 - RESPOSTA À PRIMEIRA E SEGUNDA CRISE DO PETRÓLEO (1973 A 1979) E O AJUSTE RECESSIVO DA DÉCADA DE 80 (1980 A 1989)

Política Comercial e Cambial

Em 1975 os impactos da primeira crise do petróleo de 1973/74 ⁶ já estão incorporados à economia brasileira. A fim de contornar as dificuldades impostas ao balanço comercial, o governo brasileiro adotou uma política de controle e desincentivo das importações, através de uma série de medidas administrativas e de desvalorizações cambiais. Em 1974 o governo já impõe as primeiras medidas de restrição às importações ⁷. A política de minidesvalorizações adotada desde 1968 continuou em operação (Zini, 1995), sem que tenha sido intensificada em virtude da crise do balanço de pagamentos. Isso porque, na percepção do governo, a crise era passageira e para contornar os problemas temporários no balanço de pagamentos bastava tomar medidas que restringissem as importações durante o período em que o preço do petróleo e demais matérias primas importadas estivesse elevado, utilizando as reservas cambiais e empréstimos externos para suprir desequilíbrios de curto prazo ⁸. O comportamento do câmbio real ⁹ e das importações para o período mostra a política de minidesvalorizações manteve uma taxa real de câmbio aproximadamente constante entre 1975 e 1978, sem um movimento de depreciação.

Um fato importante é que o valor das importações permanece relativamente constante no período apesar da elevação das importações de petróleo. Isso mostra que as

⁶ Em 1974 os preços do petróleo quadruplicaram e os preços de diversas matérias-primas e equipamentos importados pelo país se elevaram. Devido a isso as importações em 1974 cresceram 104% em relação ao ano anterior.

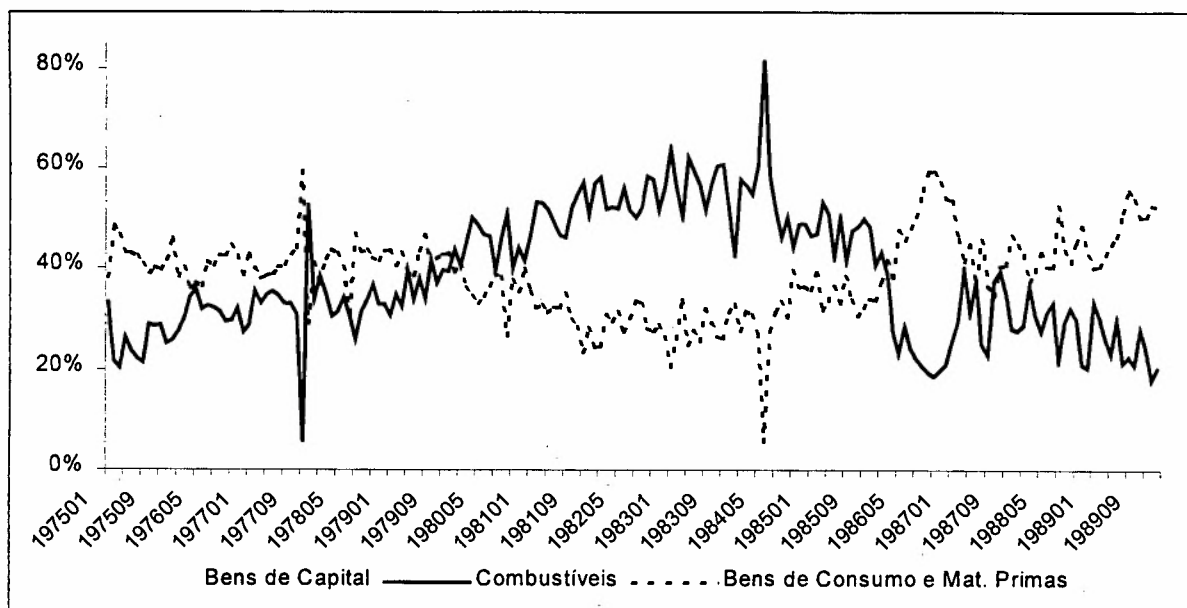
⁷ Resumidamente essas medidas consistiram na obrigatoriedade de pagamento à vista para importação de uma série de produtos, e elevação de alíquotas e proibição de importações de bens de consumo por parte das empresas estatais (Dib, 1987).

⁸ Zini (1995) resume em quatro as razões que levaram a política cambial a não desvalorizar o câmbio: as pressões inflacionárias dela decorrentes, o endividamento do setor bancário e das firmas em moeda estrangeira, o ambicioso programa de crescimento do governo Geisel que necessitava de elevadas importações de bens de capital, e a expectativa de que a elevação dos preços do petróleo fosse revertida.

⁹ Neste primeiro capítulo o índice da taxa de câmbio real foi calculado utilizando como deflatores o índice de preços ao consumidor da FIPE e o índice de preços no atacado nos Estados Unidos, juntamente com a taxa média de compra mensal do dólar em relação à moeda brasileira.

medidas de restrição às importações tiveram êxito quanto à redução da quantidade importada dos demais bens da pauta de importações ¹⁰. O gráfico da figura 5 mostra a participação do gasto em combustíveis e lubrificantes no total das importações ao longo da década de 70 e 80:

Figura 5: Participação nas Importações Mensais



A importação de petróleo representava um dos principais itens da pauta de importações. O item *Combustíveis e Lubrificantes*, que inclui além do petróleo também seus derivados, representava cerca de 30% do valor das importações mensais em 1975, passando a cerca de 40% no início dos anos 80.

Observando-se os outros dois itens da pauta de importações no período, *Bens de Capital* e *Bens de Consumo e Matérias Primas*, verifica-se que suas participações declinam, ao mesmo tempo em que aumenta a participação de *Combustíveis*. E dessa maneira as importações totais permanecem estáveis, dentro do primeiro período, em torno de 3 bilhões de dólares por trimestre.

¹⁰ A redução na quantidade importada foi expressiva uma vez que nesse período os preços de uma série de produtos importados, como máquinas e equipamentos, se elevou substancialmente.

As medidas adotadas em decorrência do primeiro choque do petróleo conseguem o seu efeito de reequilibrar a conta corrente e a partir de 1977/1978 o governo reduz uma série de restrições impostas às importações.

O segundo choque do petróleo e a elevação dos juros internacionais veio desencadear e agravar uma série de dificuldades que os países importadores tinham enfrentado com a primeira crise do petróleo. O primeiro efeito era direto: a nova elevação nos preços do petróleo (cerca de 200% entre 1978 e 1980) representava uma séria dificuldade para um país que, como o Brasil, ainda tinha esse componente como o principal item da sua pauta de importações. Aliado a isso o balanço de pagamentos era ainda mais pressionado pelo serviço da dívida acumulada no período anterior, quando foram tomados empréstimos para atender aos compromissos externos ¹¹.

Essa situação de novas dificuldades externas em 1979 leva o governo a adotar uma série de medidas que têm impacto importante nas importações. A maxidesvalorização de 30% em dezembro de 1979 é a primeira medida com o intuito de tornar a política cambial um mecanismo efetivo de ajuste nas contas externas. Como foi ressaltado anteriormente, durante a primeira crise do petróleo as desvalorizações cambiais foram evitadas devido ao temor do seu impacto na inflação e no nível de atividade.

O ajustamento a esse segundo choque do petróleo e à deterioração do balanço de pagamentos contou também com novas medidas de restrições às importações. A utilização da política cambial e de comércio exterior no controle do saldo comercial marca o que Dib (1985) classificou de “reposicionamento do país em relação às dificuldades externas.”

A maxidesvalorização de dezembro de 1979 (30%) e as medidas de controle quantitativo retomadas no início da década de 80 ¹² não conseguem impedir o elevado

¹¹ Alguns indicadores mostram a deterioração do balanço de pagamentos entre 1978 e 1980: o saldo da balança comercial era negativo em 1 bilhão de dólares em 78 e passa a -3 bilhões em 1980, as reservas internacionais caem de 11,9 bilhões para 6,9 bilhões, correspondendo a apenas 30 % das importações em 1980 e o serviço da dívida cresce de 8 bilhões para 13 bilhões de dólares .

¹² Dentre as medidas tomadas destaca-se a elevação do IOF cobrado sobre as importações e a obrigatoriedade de financiamentos externos para a importação de quase todos os produtos industriais.

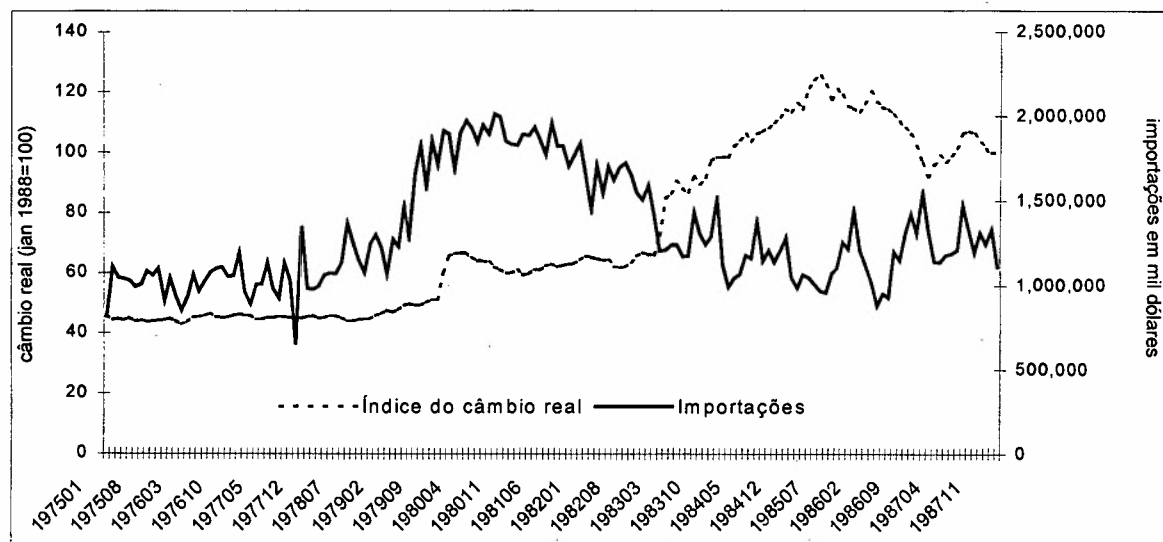
crescimento no valor das importações, decorrentes da elevação nos preços do petróleo. Nota-se pelo gráfico 2 que a partir de 1980 até 1985 a participação do item *Combustíveis* cresce constantemente dentro da pauta de importações ¹³. Além disso o impacto inflacionário da maxi de 1979 corroeu em pouco tempo parte da depreciação obtida (ver gráfico 1), uma vez que para evitar expectativas de novas desvalorizações a política cambial recorreu a prefixações que acabaram por produzir uma desvalorização nominal do câmbio inferior ao diferencial entre a inflação interna e externa em 1980 ¹⁴.

A partir de 1981 o governo retoma a política de minidesvalorizações cambiais dentro da sua estratégia de obtenção de superávites comerciais. A partir daí as importações passam a mostrar uma tendência declinante, ao mesmo tempo que câmbio real se deprecia seguidamente, como mostra o gráfico 6 ¹⁵. Além disso o objetivo de obtenção de superávites comerciais é auxiliado pelo fato da participação do item *Combustíveis* na pauta de importações diminuir a partir de 1985, com a entrada em operação dos programas adotados a partir da crise do petróleo em 1973, que tinham como objetivo diminuir a dependência energética brasileira da importação de derivados de petróleo.

¹³ Em 1979 a média mensal da participação do item *Combustíveis* na pauta de importações foi de 37%, subindo para 44,8% em 1980, 51,3% em 1981, 53,9% em 1983, 56% em 1983 e 55% em 1984. A partir de 1985 registram-se as primeiras quedas nessa participação, indo de 47% nesse ano para 25,6% em 1986, 31,5 % em 1987 e 28,5% em 1988.

¹⁴ De novembro de 1979 a janeiro de 1980 a taxa de depreciação real (dados do gráfico 6) foi de 28,25%. De fevereiro a novembro de 1980 há uma apreciação real de 9,67%. Portanto em 9 meses cerca de 1/3 do efeito da maxi de 1979 já havia sido perdido. Em 1981 o sistema de prefixações foi abandonado.

Figura 6 : Câmbio real e importações
dados mensais - 1975 a 1988



As importações e o nível de atividade

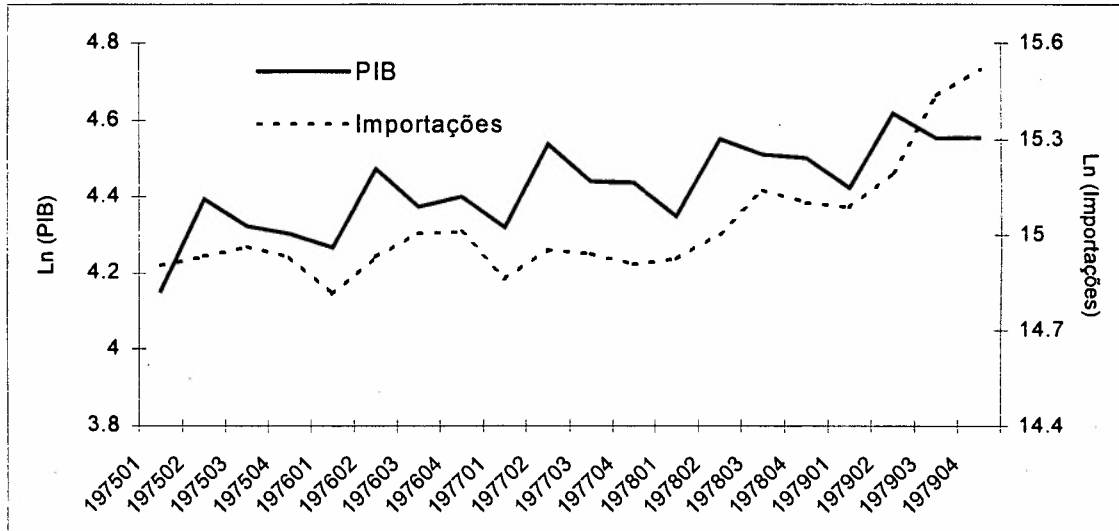
O fato da política cambial não ter acelerado o ritmo ou a amplitude das minidesvalorizações em decorrência da primeira crise do petróleo evitou o impacto recessivo do choque sobre a economia brasileira, e dessa forma o produto industrial cresceu a uma média de 7% ao ano de 74 a 77¹⁶. O gráfico da figura 7 mostra que o PIB manteve uma tendência de crescimento superior ao crescimento das importações pelo menos até 1977¹⁷. As importações só começaram a crescer mais aceleradamente a partir de 1978, quando se inicia o relaxamento das restrições impostas em 1974-75.

¹⁵ Outra maxi-desvalorização foi realizada em fevereiro de 1983, de 30%, em decorrência dos impasses trazidos pela cise da dívida externa.. A partir daí o câmbio real se deprecia continuamente até 1986.

¹⁶ O II PND datado de setembro de 1974 fixava uma taxa de crescimento de 10% ao ano.

¹⁷ Dados do PIB trimestral para esse período foram obtidos de Contador (1987). Para os demais períodos (1980-1997) os dados utilizados foram os da série do IBGE.

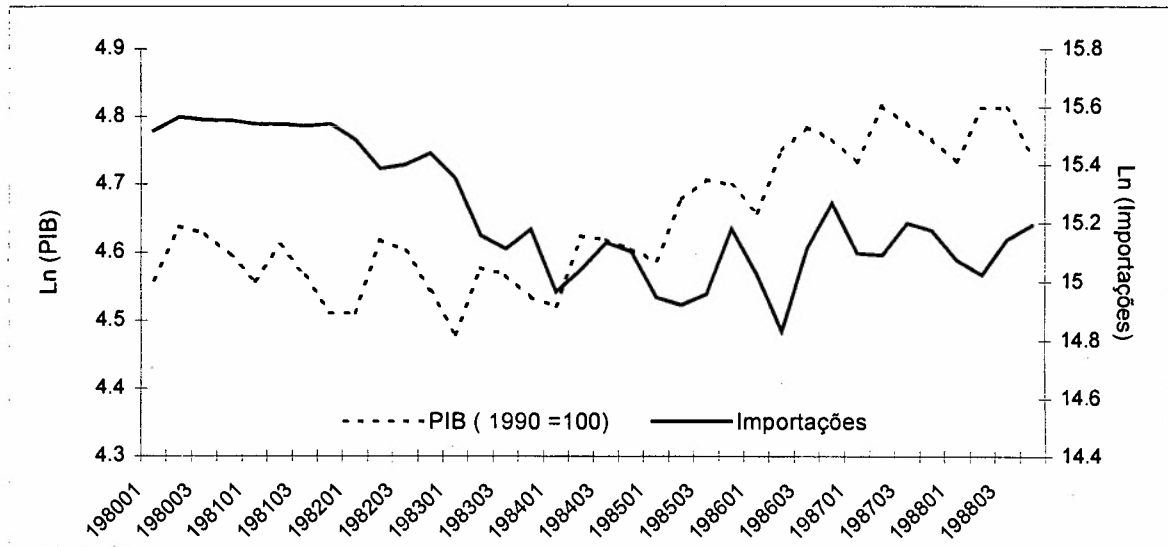
Figura 7: Importações e nível de atividade
(dados trimestrais - 1975 a 1979)



Mas o segundo choque do petróleo pegou a economia mais vulnerável, tornando necessárias as desvalorizações cambiais, com o impacto inflacionário e sobre o nível de atividade. A retomada das minidesvalorizações em 1981 aliadas às restrições comerciais e a queda da demanda interna passam a determinar uma trajetória de declínio das importações e pequeno crescimento do PIB a partir desse ano. Tal situação vai caracterizar o ajuste recessivo da economia brasileira, em que políticas de incentivo às exportações, restrições às importações e pequeno crescimento interno resultam em elevados superávites comerciais já a partir de meados da década de 80.

A figura 8 mostra o comportamento do PIB e das importações nesse período. As importações caem sensivelmente de 1981 a 1985, quando o PIB permanece estagnado, mantendo-se relativamente estáveis a partir de 1985, quando o PIB passa a crescer a uma taxa maior.

Figura 8: Importações e nível de renda
(dados trimestrais - 1980 a 1988)

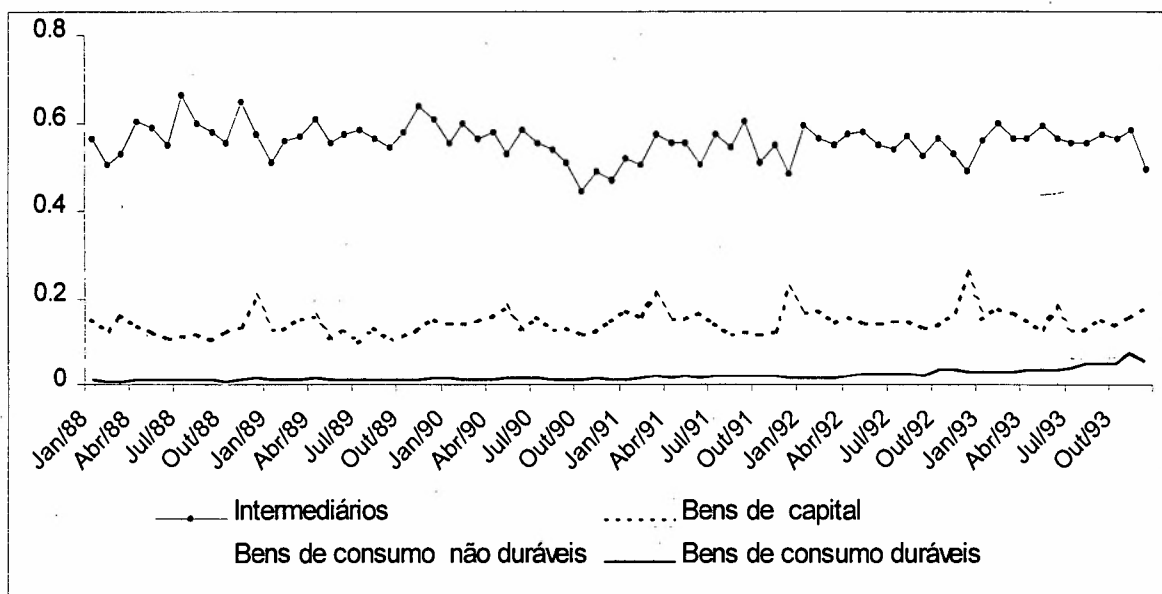


I.2 - INÍCIO DA LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL: 1989 A 1993

Este período é marcado por uma certa estabilidade do fluxo de importações, com um lento crescimento até 1991, e crescimento acelerado no primeiro trimestre de 1993¹⁸. Quanto à sua composição, o gráfico da figura 9 mostra um aspecto importante, que é a elevação da participação dos duráveis. Apesar de representar o item de menor participação, esta se aproxima bastante da de não-duráveis no final de 1993. Como será visto mais adiante, este fato provavelmente é uma decorrência do processo de liberalização comercial, que atinge principalmente este componente.

¹⁸ Em 1989 as importações foram de 4,5 bilhões de dólares em média por trimestre, subindo para 5,1 bilhões em 1990, 5,2 bilhões em 1991 e caindo ligeiramente em 1992 para 5,1 bilhões. No primeiro trimestre de 1993 as importações foram de 6,37 bilhões, o que significou um aumento de quase 140% na média trimestral por ano entre 1989 e 1993.

Figura 9: Participação nas Importações
(dados mensais – 1989 a 1993)

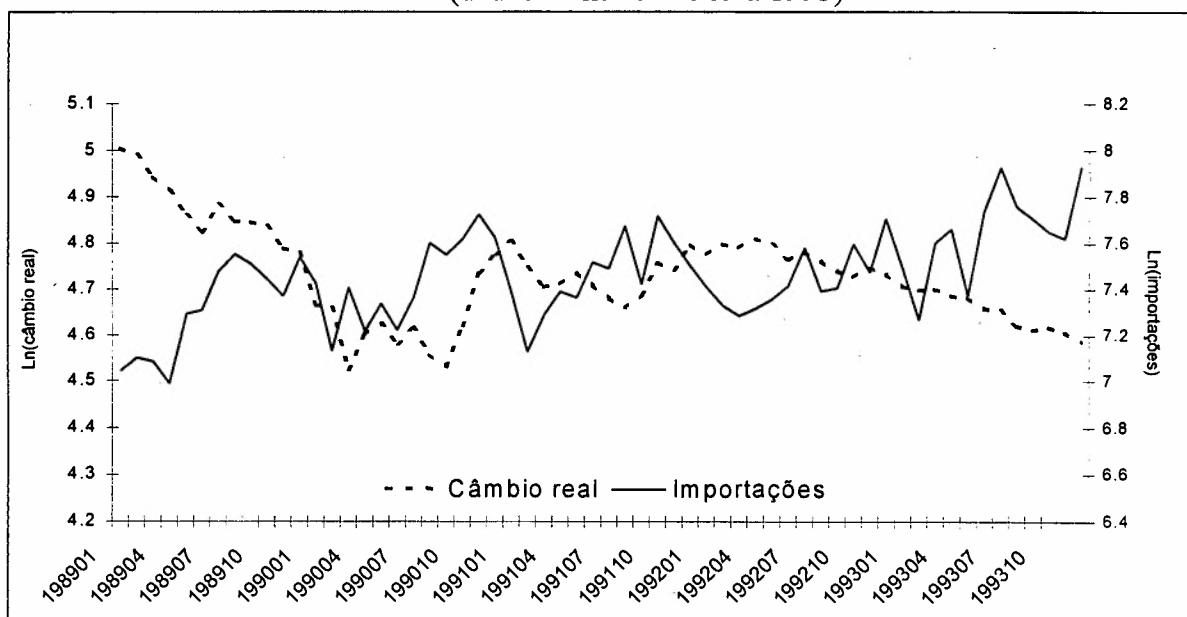


Política Cambial

Em linhas gerais a política cambial do período manteve as minidesvalorizações constantes, num regime de câmbio flutuante. Entretanto essas desvalorizações nominais não parecem ter sido suficientes para manter a taxa real de câmbio constante. Medidas da taxa real de câmbio para esse período indicam uma tendência geral de depreciação ¹⁹. Os dados parecem confirmar a hipótese de que as importações aumentam quando o câmbio se aprecia, e vice versa. A figura 10 mostra o comportamento do câmbio real e das importações para o período. Em geral, quando o câmbio real cai (aprecia) as importações sobem, como se nota de janeiro a novembro de 1989 e a partir de 1992.

¹⁹ A política cambial no período pode ser vista como uma série de atrasos e correções no câmbio nominal visando restaurar a competitividade das exportações e restringir as importações num processo de abertura comercial, como será visto a seguir. Zini (1995, pag35) expõe dados sobre taxa de câmbio real e mostra que o câmbio se apreciou sensivelmente de janeiro de 1989 a março de 1990, quando passou a se depreciar até 1992, não sem apresentar surtos de apreciação e depreciação nesse intervalo. Esse comportamento do câmbio real pode ser observado no gráfico 10.

Figura 10: Câmbio real e importações
(dados mensais - 1989 a 1993)

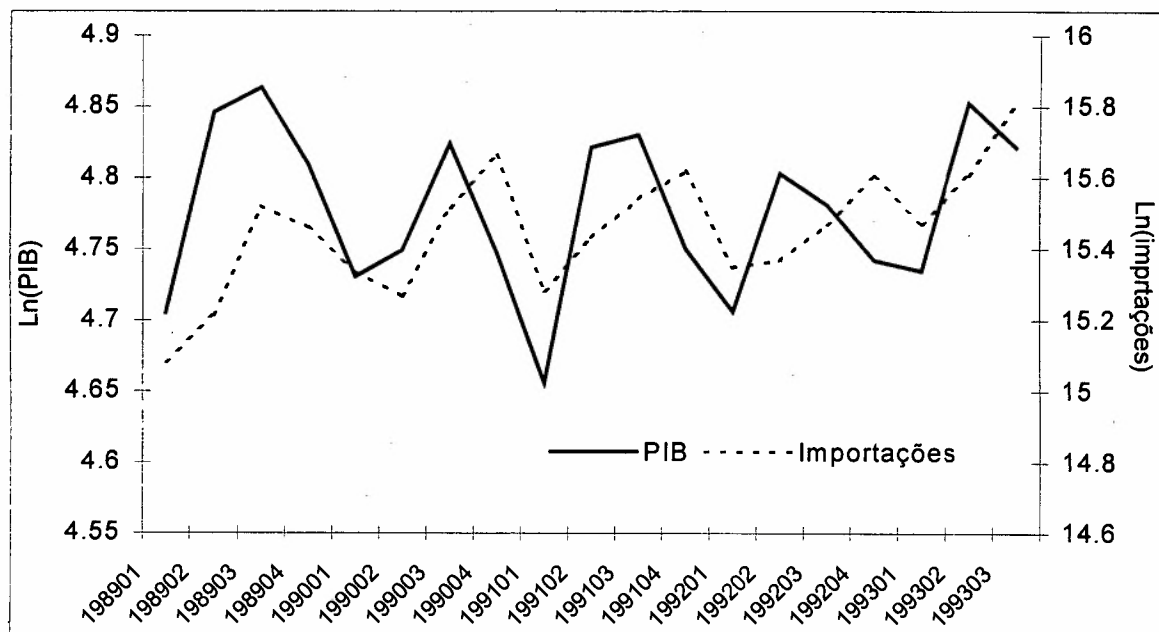


Existem entretanto períodos em que ambos caminham na mesma direção, como no início e no final de 1990. Do gráfico 13 percebe-se que quando a taxa real de câmbio encerra uma trajetória de valorização em março de 1993 as importações já haviam interrompido a sua trajetória de crescimento, e no período de extrema variação do câmbio, de abril de 1990 a novembro de 1991, é que a relação negativa entre essas variáveis deixa de se verificar em alguns instantes. Entretanto outros fatores também devem ser analisados para explicar o comportamento das importações, como as variações na renda e o grau de abertura da economia.

Importações e nível de atividade

O comportamento do PIB nesse período parece acompanhar a flutuação trimestral das importações (figura 11). Portanto a hipótese de elasticidade positiva entre renda e importações parece em geral se confirmar, talvez com alguma defasagem.

Figura 11: Importações e nível de renda
dados trimestrais - 1989 a 1993



As taxas de crescimento do volume de importações são bastante superiores às taxas de crescimento do PIB para esse período ²⁰. Os dados parecem corroborar a hipótese de que a elasticidade renda das importações é superior a um para o caso do Brasil: as importações responderiam mais que proporcionalmente às variações na renda interna.

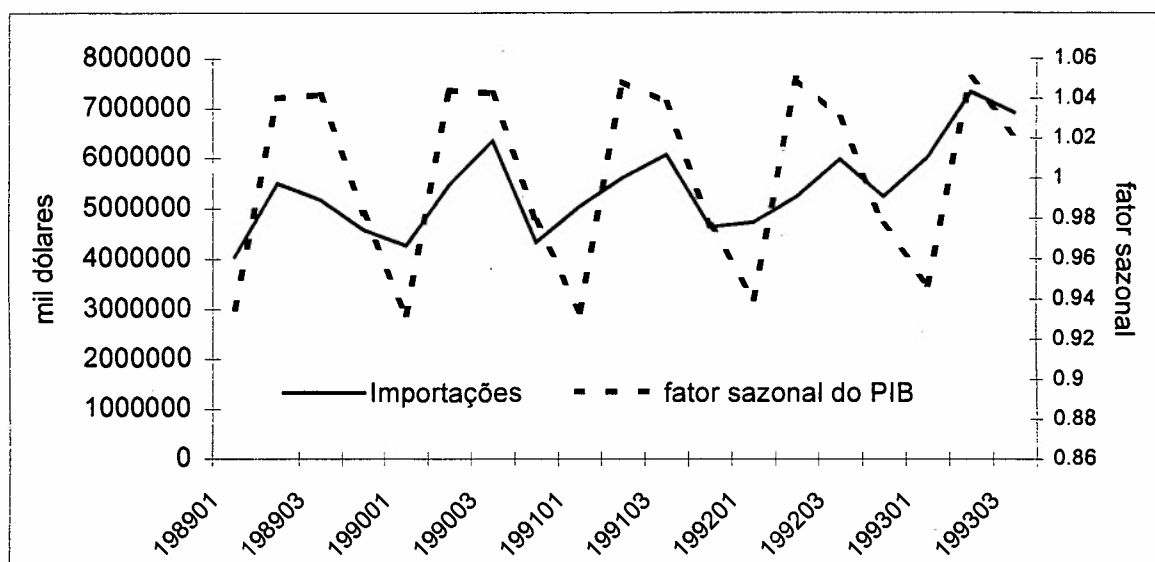
Um dado interessante a ser verificado é o comportamento das importações em relação à sazonalidade do PIB ²¹. O gráfico abaixo apresenta a série de importações e os fatores sazonais trimestrais extraídos da série do PIB trimestral ²², indicando que nesse período as flutuações das importações seguiram bem de perto a sazonalidade do PIB

²⁰ Enquanto o PIB trimestral cresceu 11% em 1989 as importações cresceram 45%. Do primeiro trimestre de 89 ao terceiro trimestre de 1993 o PIB tinha um crescimento acumulado de 12%, enquanto as importações haviam crescido 106%.

²¹ Algumas estimações de demanda de importações brasileiras incluem os componentes cíclico e de tendência da renda interna para captar a resposta a esses dois fatores, produzindo estimativas de elasticidades de curto e longo prazo. Um exemplo é o trabalho de Zini (1988).

²² Os fatores sazonais do PIB trimestral foram obtidos utilizando o método X-12-ARIMA, como mostra o apêndice 2.

Figura 12: Importações e sazonalidade do PIB



Abertura comercial

Um fator importante que passa a condicionar as importações nesse período é o início do processo de liberalização comercial. Esse processo começou em 1988 e foi executado em duas fases, estando seu término previsto para 1993. A primeira fase consistia na eliminação de parcelas redundantes das tarifas e de barreiras não-tarifárias, e a segunda consistia no anúncio e implantação de um cronograma de reduções tarifárias pré-anunciadas ²³.

Esse processo de liberalização comercial seguiu os passos dos países que executaram um processo de abertura comercial cautelosa, isto é, abertura acompanhada por desvalorizações reais do câmbio, seguidas de períodos de relativa estabilidade dessa taxa

24

²³ No início foram anunciadas quatro etapas: fevereiro de 1991, janeiro de 1992, janeiro de 1993 e janeiro de 1994. Mas em fevereiro de 1992 as duas últimas etapas foram antecipadas para outubro de 1992 e julho de 1993, respectivamente (Kume, 1996).

²⁴ No Brasil as correções no câmbio foram realizadas em 1990 e 1991, início do processo de liberalização, com tendência de depreciação até 1992 (ver gráfico 10). Tal padrão de abertura em outros países foi analisado por Papageorgiou, Choksi e Michaeli (1990).

Essa abertura cautelosa em parte explica o fato de que o fluxo de importações permanecer relativamente constante mesmo com a redução de tarifas ²⁵. As correções no câmbio real aliadas ao baixo crescimento da renda no período podem ter sido os responsáveis por manter as importações crescendo pouco mesmo durante essa fase de abertura comercial. No final de 1993, quando o câmbio real começa a se apreciar, as importações respondem fortemente, provavelmente devido a um nível—tarifário expressivamente menor do que o que prevalecia em 1989.

O que se deve ressaltar no comportamento das importações nesse período, portanto, é o início da liberalização comercial e como uma das consequências uma elevação na participação dos duráveis na pauta de importações, como foi indicado no gráfico da figura 9. A partir de 1993, com um nível tarifário inferior, as importações tenderiam a responder mais fortemente a uma apreciação cambial ou elevação da renda.

II.3 - AS IMPORTAÇÕES DE 1994 A 1997

A partir de 1994 as importações passam a crescer substancialmente, tanto em valor como em taxa ²⁶. Quatro fatores podem ser identificados como importantes na explicação do comportamento das importações: política comercial (modificação de alíquotas, tarifas e regimes protecionistas), a disseminação dos financiamentos externos, o impacto da estabilização do Plano Real na demanda interna e a política cambial. Naturalmente estes fatores se inter-relacionam e a sua divisão serve apenas para uma ordenação expositiva, como ficará claro a seguir.

²⁵ Kume(1996) calcula a evolução das tarifas nominais e efetivas para o período, indicando a expressiva redução na proteção tarifária. Por exemplo, a tarifa efetiva média passa de 50,4% em 1988 para 45% em 89, 35,1% em 1991, 22,5% em 1992 e, em julho de 1993, cai para 19,9%.

²⁶ O período de 1994 a 1997 tem uma média de importações mensais de 12,36 bilhões, enquanto de 1989 a 1993 a média era de 5,79 bilhões. Mas também o comportamento das importações é muito mais instável em 94-97 que em 89-93: o desvio padrão neste último é de 1 bilhão, já no outro é de quase 7 bilhões, a amplitude de variação (diferença entre o valor máximo e mínimo) é de 3 bilhões em 89-93, e de quase 11 bilhões em 94-97.

Política comercial

O processo de abertura comercial, como foi visto anteriormente, teve sua continuação dentro do cronograma previsto inicialmente até 1992, quando ocorreu uma antecipação das reduções tarifárias previstas para 1993 e 1994. De 1994 a 1995 a estrutura de proteção tarifária sofre novas alterações devido a quatro fatores: os compromissos assumidos pelo país com a formação do Mercosul, o programa de estabilização de preços, os desequilíbrios surgidos na balança comercial a partir do segundo semestre de 1994 e a reclamações por parte de alguns setores que se viam prejudicados pela abertura.

A trajetória do Plano Real é bastante conhecida. O plano tinha como objetivo a estabilização do nível de preços e um dos mecanismos utilizados para esse fim foi a política de importações ²⁷, mesmo antes da instituição da nova moeda em julho de 1994. Entre março e abril de 1994 são reduzidas as alíquotas de importação de produtos que tinham elevada participação nos índices de preços ²⁸, procurando inibir o aumento da inflação interna a curto prazo, porque a experiência mostrava que as fases iniciais de planos de estabilização costumavam ocasionar 'bolhas de consumo' que pressionam os preços. Em agosto e setembro de 1994, já com nova moeda, entrou antecipadamente em vigor a Tarifa Externa Comum (TEC) do Mercosul, que estava prevista para entrar em vigor em janeiro de 1996. Essa antecipação levou a uma redução no nível de proteção nominal dos setores de veículos automotores, produtos de eletrônica de consumo e química fina.

Dessa forma, se numa primeira etapa a política comercial no Plano Real reduziu as tarifas sobre uma série de bens de consumo não-durável (como alimentos), a redução ocorrida logo nos primeiros meses da nova moeda atingiu principalmente bens duráveis (como automóveis e eletrodomésticos). E este ritmo de redução tarifária é muito

²⁷ Entre março de 1994 e dezembro de 1995 o governo editou 18 portarias e 7 decretos alterando alíquotas, regimes de tributação ou sistemas de incentivos [Kume (1996)].

²⁸ As alíquotas de uma série de produtos foram reduzidas para 0 ou 2%, nos setores de medicamentos, insumos para lâmpadas, cerâmica de ferro fundido, minerais não-ferrosos, milho em grão, tomates, alimentos (como queijos, suco de frutas e cervejas), pneumáticos, aparelhos eletrônicos, papel e seus artefatos e produtos de higiene. [Kume (1996) e Moreira e Correa (1996)].

mais um produto das necessidades do plano de estabilização econômica posto em prática do que parte da sequência da liberalização iniciada em 1988.

Como ressaltou Kume (1996), a redução de alíquotas num instante em que os resultados do processo de abertura comercial de 1988/93 ainda não haviam se consolidado, e com um crescimento acentuado nas importações já percebido a partir de 1993, implicava um sério risco de rápida deterioração do saldo comercial ²⁹. Além disso, como será visto mais adiante, a demanda de duráveis numa economia que se estabiliza pode apresentar uma expansão muito superior à demanda de outros tipos de bens, o que, colocado em face a um barateamento da oferta externa (devido à redução tarifária de setembro de 1994), levaria inevitavelmente a uma explosão na importação desses produtos. E foi efetivamente o que ocorreu, com os primeiros déficits comerciais desde 1987 surgindo em novembro e dezembro de 1994, com os bens duráveis sendo os principais responsáveis.

Na tentativa de reequilibrar os saldos comerciais, e sob os reflexos da crise do México no final de 1994, o governo eleva, em fevereiro de 1995, as alíquotas de uma série de produtos, especialmente sobre bens duráveis ³⁰. Além disso estabelece uma lista de exceção à TEC composta por eletroeletrônicos, automóveis, calçados e alguns outros produtos .

As importações de automóveis foram um dos componentes que mais se elevaram nas importações brasileiras desde o Plano Real ³¹, passando a representar uma das principais preocupações da política comercial. A alíquota sobre automóveis havia sido reduzida para 20% em agosto de 1994, no conjunto das antecipações da tarifa externa comum do Mercosul. Em fevereiro de 1995 a tarifa sobre importação de automóveis é elevada para 32%, com uma estrutura preestabelecida de redução até 2001. No final de

²⁹ É claro que a política cambial (via desvalorizações) poderia ter sido utilizada para contrabalançar os efeitos das reduções tarifárias, mas isso não ocorreu, como será visto adiante.

³⁰ Além de automóveis, motocicletas, bicicletas e tratores, o imposto de importação foi elevado para 70% no caso dos produtos da linha branca (ventiladores, refrigeradores, freezers, etc.), marrom (televisores e aparelhos de som) e de telefonia (telefones, telefones sem fio, etc.).

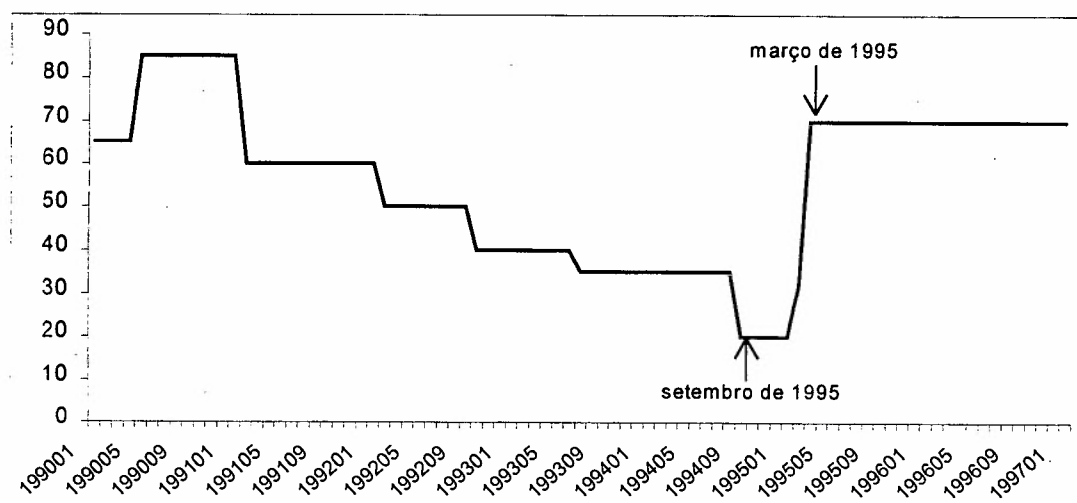
³¹ O item material de transporte, cujo principal componente é automóveis, representava em média 5% do valor das importações totais mensais até 1993. Em 1994 essa participação sobe para 10%, ficando em 11,92% em 1995, 8,37% em 1996 e 10,39% em 1997.

março de 1995 a alíquota sobe novamente para 70%. Também foram impostas cotas às importações de automóveis, que foram retiradas depois de condenadas pela Organização Mundial do Comércio (OMC). Em dezembro de 1995 é estabelecido o sistema de incentivos ao setor automobilístico, para estimular a produção nas montadoras instaladas no país, e que são as principais importadoras de veículos. Como resultado dessas medidas, em 1996 as importações de automóveis caem para 13,24% das vendas internas (em unidades), menos que metade da participação que tinham no ano anterior (30,14%), mas ainda bastante superior à de 1993 (7,70%)³².

O gráfico abaixo apresenta a evolução nas alíquotas de importação de automóveis a partir de janeiro de 1990.

Figura 13

Evolução das alíquotas do Imposto de Importação de Automóveis (%)



As idas e vindas nas tarifas e restrições às importações nesse período mostram que a política comercial tem realmente um efeito importante sobre o fluxo de importações, mas por outro lado tal recurso parece torna-se cada vez menos disponível devido aos acordos de comércio firmados pelo país.

³² Em unidades as importações anuais de automóveis cresceram 117% em 1994 e 130% em 1995, caindo 50% em 1996.

Financiamentos externos às importações

Uma característica que acompanha a expansão das importações a partir do Plano Real é a disseminação dos financiamentos externos aos importadores. Ressalte-se que, concomitantemente à abertura comercial, o Brasil empreendeu uma abertura da sua conta de capital a partir de 1989 ³³, ampliando o grau de conversibilidade da moeda e permitindo uma série de alternativas de investimento para o capital externo ³⁴. Em decorrência dessas alterações e do aumento da liquidez internacional, a conta de capitais brasileira passa de valores negativos, antes de 1992, para valores positivos a partir desse ano ³⁵.

Uma parte desses recursos captados destinou-se ao financiamento das importações, pois o fato de importar uma mercadoria dá ao importador o acesso a uma linha de financiamento, obtida por ele ou pelo vendedor do produto. Como a taxa de juros que incide sobre esse financiamento é geralmente inferior à taxa que prevalece no mercado brasileiro, por conta da política econômica, então esse financiamento representa uma alternativa mais barata que a alternativa de financiamento interno.

Além disso, se existe um diferencial positivo entre os juros externos e internos, um importador pode trazer a mercadoria, vendê-la no mercado interno e aplicar os recursos no mercado financeiro brasileiro, obtendo, desta forma, ganhos financeiros antes do pagamento do financiamento externo. Portanto diferenciais positivos entre a taxa de juros interna e externa proporcionam oportunidades lucrativas de arbitragem que podem

³³ Os primeiros passos nesse sentido foram dados com a introdução do mercado de taxas flutuantes para operações relacionadas a atividades de turismo e afins, dando início a um movimento gradual de expansão da conversibilidade da moeda nacional [Moreira e Correa (1996)].

³⁴ A partir de 1990 três alterações na regra de gestão cambial aumentaram bastante o grau de conversibilidade da moeda nacional, como salientaram Souza e Triches (1993) : a autorização para instituições financeiras locais manterem quantias ilimitadas de moeda estrangeira em seu poder, ampliação da aquisição de ativos financeiros denominados em moeda estrangeira e a autorização para o acesso direto de investidores institucionais estrangeiros ao mercado de ações e de renda fixa brasileiros, conhecido como ANEXO IV.

³⁵ A captação externa de recursos cresce substancialmente a partir de 1991. Os investimentos em carteira, por exemplo, saltam de 760 milhões de dólares em 1991 para 3,86 bilhões em 1992, 14,97 bilhões em 1993, ficando na casa dos 20 a 25 bilhões em 1995 e 1996. Em 1997 esses investimentos alcançam 37 bilhões de dólares.

ser exploradas através de operações de financiamento externo às importações, principalmente quando há estabilidade na política cambial.

Entretanto esse diferencial entre as taxas de juros tem que ser suficiente para cobrir o risco de que uma desvalorização cambial ocorra entre a data do financiamento (em moeda externa) da importação e a liquidação da operação, pois isto representaria uma perda de rentabilidade nessa operação de arbitragem. Uma política cambial estável que minimize a volatilidade da taxa de câmbio diminui significativamente este risco, de forma que mesmos pequenos diferenciais entre as taxas de juro interna e externa já viabilizariam essas operações de financiamento às importações³⁶.

A partir de 1994, com a estabilização monetária do Plano Real, todos esses fatores internos que incentivam a tomada de financiamento externos às importações estavam presentes, além de uma abundante oferta de capitais: desde 1991 a política cambial de minidesvalorizações permitia uma certa previsibilidade da taxa de câmbio (e isso não se alterou mesmo com a entrada do Plano Real, como será visto em seguida) e o diferencial entre a taxa de juros interna e externa manteve-se sempre positivo.

Como ressalta Nonnemberg (1996), a abertura da conta capital a partir de 1989 não implicou imediatamente num crescimento substancial de financiamentos externos às importações. Inclusive a maior parte do crescimento das importações em 1992 e 1993 foi verificada nas compras pagas à vista. Só a partir da estabilização econômica do Plano Real é que o crescimento das importações financiadas passou a ser superior ao da parcela paga à vista³⁷, ou seja, as elevadas taxas de crescimento das importações a partir de 1994 são acompanhadas pelo crescimento da parcela financiada.

Dessa forma a consequência de um crescimento rápido das importações entre 1994 e 1995, acompanhado de um aumento da participação percentual das importações

³⁶ A existência de contratos futuros e de opções de moeda estrangeira elimina esse risco do importador, a um determinado custo. Se o diferencial entre as taxas de juros for suficiente para cobrir o custo dessa posição em moeda estrangeira o importador pode garantir um lucro certo deixando de correr o risco cambial.

financiadas, foi um rápido crescimento dessas operações. O quadro abaixo mostra que essa elevação atingiu todos os tipos de bens importados. As importações de duráveis e bens de capital representaram um dos principais componentes na expansão das importações nesse período, e os financiamentos tiveram um papel importante, respondendo, em 1996, por 69% e 70% do volume importado, respectivamente.

Quadro 3 : Importações segundo a forma de pagamento (%)

ANO	Bens de Consumo Não-duráveis		Bens de Consumo Duráveis	
	à vista	financiadas	à vista	financiadas
1991	55,00	45,00	44,00	56,00
1992	46,10	53,90	48,00	52,10
1993	47,50	52,50	46,00	54,40
1994	45,80	54,20	36,40	63,60
1995	36,10	63,90	34,50	65,50
1996	31,50	68,50	30,90	69,10

ANO	Matérias Priimas e Prod. Intermediários		Bens de Capital	
	à vista	financiadas	à vista	financiadas
1991	33,20	66,90	42,80	57,20
1992	35,00	65,00	48,70	51,30
1993	38,00	62,20	49,90	50,10
1994	31,90	68,10	42,40	57,60
1995	25,00	75,00	44,20	55,80
1996	21,80	78,20	39,80	60,20

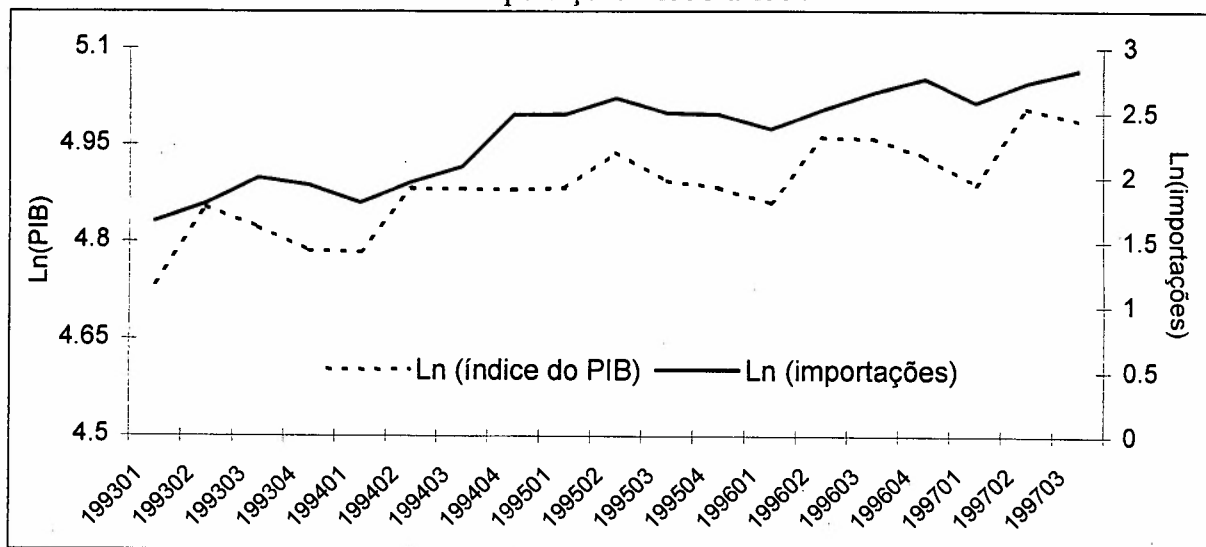
fonte: Nonnenmberg (1996)

A expansão dos financiamentos como incentivo às importações não passou despercebido pela política econômica, que tomou medidas com a intenção de restringi-los. Medidas anunciadas em março de 1997 determinaram que a partir de 1º de abril de 1997 todas as importações com prazo de liquidação de até 180 dias passassem a ser contratadas no momento da entrada física do produto no Brasil, representando, na prática, a imposição do pagamento à vista. Para os financiamentos entre 180 e 360 dias o fechamento do câmbio passaria a ocorrer com pelo menos 180 dias de antecedência ao vencimento da operação.

³⁷ A participação das compras financiadas entre 180 e 360 dias eleva-se de 14,1% do total em 1992 para 18,75 em 1995. Além disso o número dos produtos em que a proporção dos pagamentos à vista é menor do que a dos

econômica (medida pelo PIB) e o volume de importações continuou a se verificar, embora outros fatores tenham também que ser abordados para explicar o comportamento das importações, como a abertura comercial, os financiamentos e a política cambial.

Figura 14
PIB e Importações - 1993 a 1997



O gráfico da figura 14 mostra o logaritmo do PIB e das importações. Nesse período o PIB trimestral cresceu a uma taxa bastante pequena se comparada ao crescimento das importações ⁴⁰.

Mas se essa tendência de crescimento do PIB parece explicar uma parte da tendência de crescimento das importações, a observação das flutuações nos componentes da pauta de importações também é importante. Como foi discutido no item anterior, as importações de bens de consumo durável foram as que mais se expandiram a partir do Plano Real, tendo por isso sido objeto das medidas de restrição tomadas em 1995 e 1996. O gráfico da figura 15 mostra as importações desagregadas em três categorias. Nota-se que a partir do segundo semestre de 1994 os três componentes passam a crescer, e que as importações de bens de capital apresentam um pico significativo no último trimestre de 1994, assim como as importações de duráveis no primeiro semestre de 1995. As

⁴⁰ O PIB apresentou um crescimento de 18% entre o terceiro trimestre de 1993 e o terceiro trimestre de 1997, enquanto que as importações haviam se expandido 130% no mesmo período.

Essas medidas adotadas em março de 1997 representaram uma tentativa do governo de eliminar a possibilidade de ganhos de arbitragem por parte de importadores brasileiros (uma vez que dificilmente a política monetária em vigor alteraria profundamente o diferencial positivo entre as taxas de juros ou a política cambial mudaria sua desvalorização “programada” da taxa de câmbio nominal) e dessa forma reduzir o crescimento no volume das compras externas.

Os dados de 1997 indicam, entretanto, que mais do que desincentivar o as importações essas medidas acabaram provocando uma alteração no perfil dos financiamentos, com uma tendência para prazos de pagamento acima de 360 dias em detrimento dos pagamentos à vista e das operações entre 180 e 360 dias³⁸. Embora tal fato tenha que ser também creditado a uma conjuntura de grande liquidez no mercado internacional, mesmo a crise asiática em outubro de 1997 parece ter afetado apenas momentaneamente o oferta desses financiamentos³⁹. Do lado dos importadores a demanda por essas operações pode até aumentar, uma vez que o diferencial entre as taxas de juros se ampliou ainda mais devido à elevação nas taxas brasileiras em resposta à crise asiática.

O exposto acima indica que a partir de 1994 as importações brasileiras passam a ser facilitadas e incentivadas pelas operações de financiamento externo.

Estabilização, atividade econômica e alterações na demanda interna

A partir da estabilização obtida pelo Plano Real não se observaram elevadas taxas de crescimento na economia, sendo que desde 1994 o crescimento do PIB foi bastante inferior ao crescimento das importações. Mas a relação positiva entre a atividade

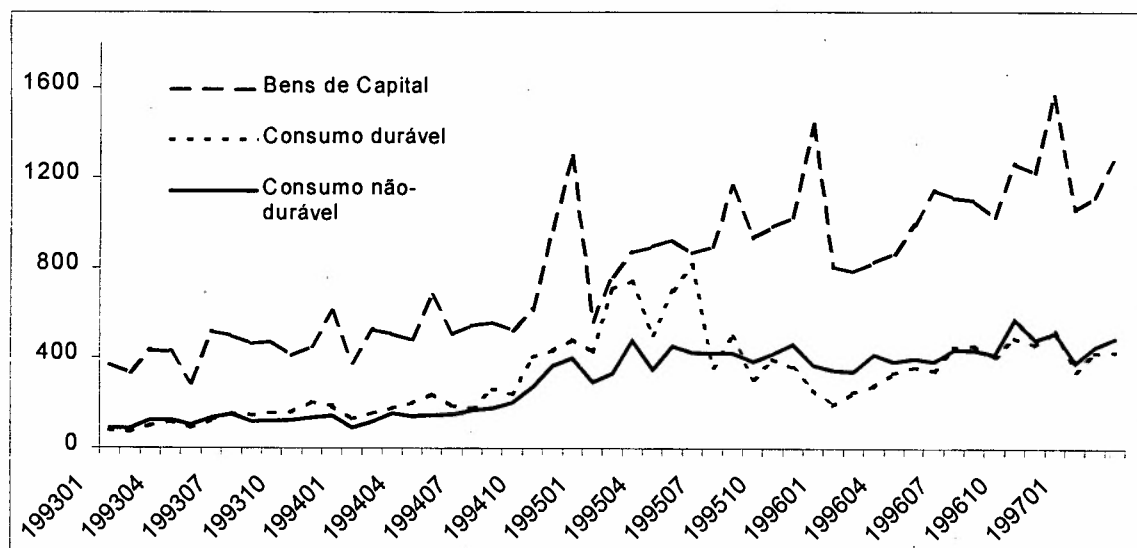
pagamentos financiados eleva-se consideravelmente em 1994 [Nonnenmberg, 1996].

³⁸ Em 1996 os financiamentos acima de 360 dias atingiam apenas 3% da pauta de importações, em 1997 essa participação passa a 26,3%. A parcela das importações financiadas entre 180 e 360 dias cai para apenas 8,23% do total em 1997, ante a 24% em 1996. As importações pagas à vista caem de 34,7% do total em 1996 para 25% em 1997.

³⁹ Passados quatro meses do auge da crise asiática alguns bancos comerciais no Brasil ainda enfrentavam uma forte escassez na oferta de linhas externas de longo prazo. As linhas de menor prazo voltaram paulatinamente ao normal mas com custos superiores aos praticados antes dos problemas na Ásia (Gazeta Mercantil, 12/03/98).

importações de não-duráveis apresentam um comportamento diferente, sem as oscilações bruscas dos outros itens da pauta. A partir do segundo semestre de 1995 as importações de duráveis e não duráveis se estabilizam, enquanto que as importações de bens de capital continua a crescer e apresentar oscilações bruscas.

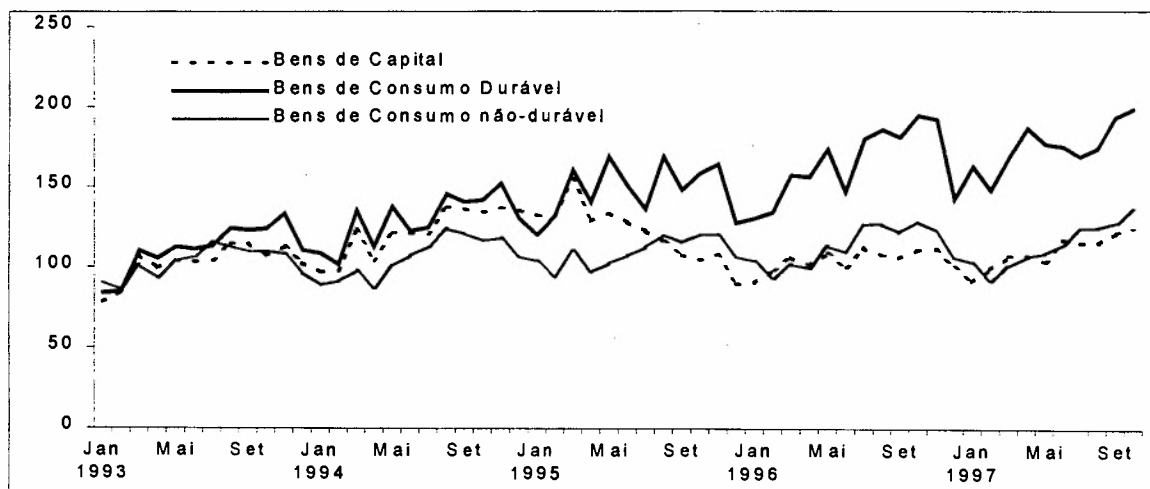
Figura 15: Importações por categoria de uso – 1993 a 1997
(em milhões de dólares)



Esse comportamento de crescimento acentuado nas importações de bens de capital está ligado à queda da produção da indústria brasileira de bens de capital e à conseqüente substituição da oferta interna pela oferta externa. E note-se que isso não ocorre com a indústria de bens de consumo durável, pois a partir do Plano Real não só as importações desse item se elevam, mas também a produção doméstica. O gráfico da figura 16 mostra os indicadores para a produção industrial nesse período, onde fica claro a queda da produção interna de bens de capital e o crescimento da produção de bens de consumo durável.

Figura 16: Indicadores da produção industrial -1993 a 1997

(média de 1991=100)



Um indicador que sintetiza essa situação é a razão entre importações e produção interna, chamado de 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. Os trabalhos de Moreira e Correia(1996) e Moreira(1997) apresentam tais coeficientes, resumidos no quadro 4. Por esse quadro atesta-se a elevação significativa desse coeficiente para bens de capital, sendo muito maior que para os demais tipos de bem.

Quadro 4: 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)

O exposto acima é uma indicação das mudanças na estrutura produtiva da economia brasileira. Moreira e Correia (1996) colocam que, no contexto da industrialização por substituição de importações, haviam se desenvolvido um excessivo número de setores.

Alguns ramos, como os de bens de capital e bens de consumo durável, conseguiram se desenvolver devido a uma estrutura de proteção elevada, através de uma produção extremamente diversificada e com grande número de firmas, o que impedia o aproveitamento de ganhos de escala e de especialização embutidos na tecnologia desses setores. Além disso, a excessiva preocupação com índices de nacionalização na produção levou a um grau de verticalização que fugia à lógica econômica na maioria dos setores, e a obtenção de lucros abusivos com a falta de concorrência desestimulava os investimentos em capacitação tecnológica.

Diante desse quadro era inevitável que o processo de abertura e as mudanças decorrentes da estabilidade econômica gerassem um movimento de concentração e especialização, especialmente em ramos intensivos em economias de escala. Portanto era esperado e desejável essa queda das margens de lucro e o aumento do coeficiente importado nos ramos de bens de capital e bens de consumo durável.

Outro fator que ajuda a explicar essa elevada importação de bens de capital desde o Plano Real vem do fato de que estes bens são um item importante na expansão, modernização e funcionamento de outros setores industriais, como os de bens de consumo durável. Resende (1997) concluiu que as importações de bens de capital são significativamente afetadas pelo nível de utilização da capacidade produtiva instalada, de forma que com a elevação na utilização da capacidade instalada na economia aumenta a demanda de novos bens de capital, e uma vez que a oferta externa (importação) é de melhor qualidade ou mais barata (decorrente da abertura comercial) a expansão das importações *vis-a-vis* a produção interna é inevitável, como o que ocorreu a partir de 1994.

Como foi visto anteriormente, a importação e a produção de bens de consumo durável foram itens que se elevaram expressivamente desde 1994. 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 chamado de 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. O quadro 5 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.

Quadro 5: 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)

Pode-se portanto considerar o período pós-Real, com respeito ao nível de atividade, como sendo um período de realocação de recursos na economia, ao invés de um período de crescimento generalizado. Isso porque enquanto o PIB cresce pouco no período, a produção de bens de capital cai, a de bens de consumo durável se eleva, e a importação de bens de capital cresce a taxas muito superiores às dos demais itens da pauta.

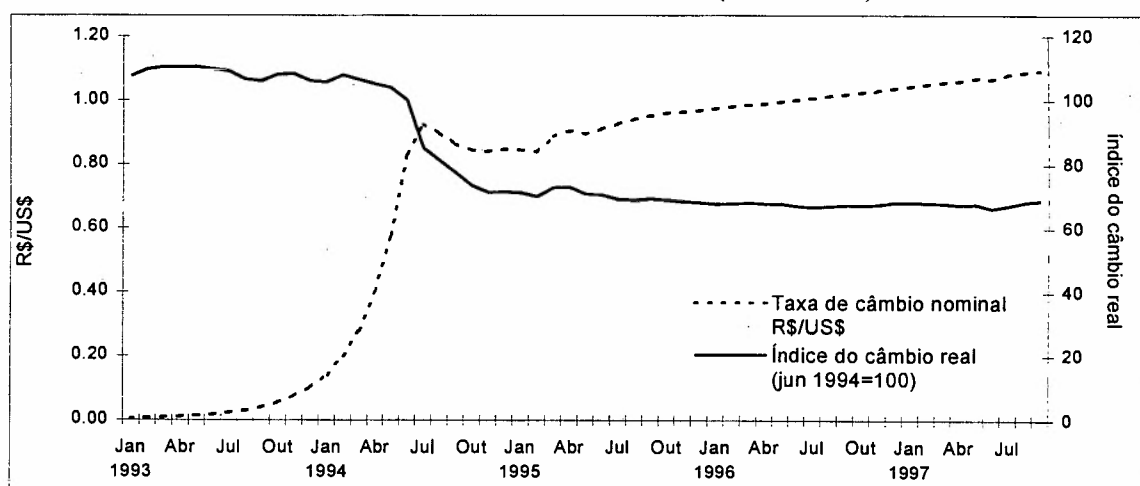
Os dados para o período indicam portanto que as modificações na demanda e na produção interna tiveram impacto importante no comportamento das importações, especialmente na sua composição.

Política cambial

Após a introdução do Plano Real em agosto de 1994 a política cambial adotada deixou de recorrer às minidesvalorizações e abandonou os esforços de preservar a taxa de câmbio real, permitindo a flutuação da taxa de câmbio nominal. Essa mudança, aliada à

ampliação do diferencial entre os juros internos e externos (por força da política monetária precisava incentivar a entrada de capitais) leva a uma valorização do câmbio nominal e consequentemente do câmbio real. A figura 17 mostra o comportamento da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) e do índice da taxa de câmbio real, utilizando como deflatores o índice de preços ao consumidor da FIPE e o índice de preços no atacado nos Estados Unidos.

Figura 17
Taxa de câmbio nominal e real (1993-1997)



Por esse gráfico observa-se que no período de implantação da URV, de janeiro a julho de 1994, as desvalorizações nominais do câmbio, indexadas à inflação interna, produzem uma taxa real aproximadamente constante. A partir de agosto de 1997 o câmbio nominal interrompe essa trajetória de desvalorização e se valoriza 9,3% entre julho de 1994 e fevereiro de 1995. Em março de 1995, sob o impacto da crise do México e pressionado pela deterioração da balança comercial, o câmbio nominal é desvalorizado em 5,2%. Além disso um novo regime cambial é adotado a partir dessa data, tendo como objetivo principal uma desvalorização gradual do real com relação ao dólar, mas sem mostrar ao mercado nenhuma indicação sobre a velocidade e a intensidade dessas desvalorizações. E com se percebe pelo gráfico 4 isso é o que acontece, com câmbio nominal passando a se desvalorizar continuamente a partir de março de 1995.

O comportamento da taxa real de câmbio leva em conta não apenas o câmbio nominal, mas também o diferencial entre as taxas de inflação. Apesar de se conseguir uma diminuição efetiva da inflação brasileira desde a introdução do Plano Real, esta ainda

se situou, nos três primeiros anos do Plano, bastante acima da inflação norte-americana ⁴¹. Em decorrência disso a apreciação do câmbio entre o real e o dólar não se reverte mesmo com a desvalorização da taxa nominal a partir de março de 1995.

Deve-se ressaltar que a medida utilizada acima da taxa real de câmbio é apenas uma dentre várias possibilidades, como a utilização de cestas de moedas ⁴². E naturalmente utilizando-se diferentes componentes chega-se a diferentes valores acerca da apreciação/depreciação da taxa de câmbio desde o Plano Real. Mas aqui o que é importante e que deve ser retido é o movimento da taxa de câmbio real, e nesse quesito não restam dúvidas de que esse movimento foi no sentido do evidenciado na figura 17: apreciação entre agosto de 1994 e fevereiro de 1995 e estabilidade desde essa data até o final de 1997.

Portanto no que diz respeito à política cambial neste período ela foi sem dúvida um incentivo às importações. Incentivo este muito acentuado quando o câmbio se aprecia entre julho de 1994, e em menor grau a partir de fevereiro de 1995.

⁴¹ A inflação medida pelo IPC da FIPE e o índice de preços no atacado nos Estados Unidos, no segundo semestre de 1994, foram de 10,61% e 0,16% respectivamente. Em 1995 o índice para o Brasil foi de 22,18% e o norte-americano 1,97%, em 1996 foram de 8,07% e 2,55%, e em 1997 de 3,55% e -1,13% respectivamente.

⁴² Instituições como a FUNCEX e o IPEA calculam índices para a taxa real de câmbio utilizando uma cesta de moedas composta pelas moedas dos principais parceiros comerciais do Brasil, ponderada pela participação de cada um deles nas exportações ou na corrente de comércio.

CAPÍTULO II: O CONSUMO DE DURÁVEIS E NÃO-DURÁVEIS

Uma das hipóteses mais discutidas e estudadas na economia têm sido a da renda permanente de Friedman como uma explicação para o comportamento do consumo agregado. A hipótese de Friedman, abreviada a partir daqui de HRP, que se tornou uma noção quase consensual entre os economistas, é de que o agente, ao maximizar sua utilidade intertemporal, tende a suavizar o seu nível de consumo, de forma que este responda a variações na sua renda permanente, que é o valor presente de todos os ganhos (rendimentos) que o agente espera. Dessa maneira uma elevação na renda esperada pelo indivíduo daqui a alguns períodos, por exemplo, leva o agente a elevar seu consumo hoje, a fim de evitar um aumento brusco e descontínuo de consumo naquela data. Dessa forma ele poderia usufruir antecipadamente de parte desse aumento futuro de renda, na forma de compra de bens e serviços.

Num trabalho bastante conhecido, Hall (1978) mostrou que o consumo deve seguir um processo auto-regressivo de primeira ordem se a HRP é verdadeira. Isto é, a única informação disponível no instante t que é útil para predizer o consumo no próximo período é o consumo no instante t . A ligação dessa característica temporal na série do consumo com a HRP se baseia no fato de que se os consumidores utilizam de toda a informação disponível para computar a sua renda permanente e daí o seu nível de consumo, então toda informação relevante disponível para o consumo no próximo período está incorporada no nível de consumo corrente.

Portanto o melhor preditor do consumo no próximo período de um agente que maximiza sua utilidade futura e onde vale a HRP é o consumo no período anterior, e o erro associado a essa previsão representa a nova informação a respeito da renda permanente disponível em $t + 1$. Além disso, se os agentes estabelecem suas estimações da renda permanente de forma racional então esse erro deve ser serialmente não correlacionado, e portanto o consumo segue um processo $I(1)$, ou, o que é a mesma coisa, a variação no consumo segue um ruído branco:

$C_t = C_{t-1} + e_t$, onde C_t é o consumo no instante t e e_t é um ruído branco.

As conclusões de Hall levavam a um caminho natural de se estimar e testar a validade da HRP. O próprio autor em seu trabalho original testou essa condição de *random walk* usando dados do gasto per capita de consumo em não-duráveis e serviços nos Estados Unidos. Ele concluiu que a hipótese de *random walk* é quase totalmente suportada pelos dados, havendo pouca evidência de fato contrário. Mais especificamente ele encontrou evidências de que a renda disponível e o consumo passado não são úteis em explicar (predizer) o consumo no próximo período. Apenas o consumo hoje parece capaz de prever o consumo no próximo período.

Seguindo a linha de Hall, Mankiw(1982) estudou a HRP no que diz respeito aos bens duráveis. Expandindo o modelo de Hall para tratar do gasto com consumo de duráveis, Mankiw concluiu que, se vale a HRP, então o gasto em consumo de duráveis (D_t) deve seguir um processo ARMA(1,1):

$$D_t = \phi D_{t-1} + e_t - \theta e_{t-1}$$

O fato de agora a estrutura do processo conter também um elemento MA(1), adicionalmente ao AR(1) encontrado para os bens não-duráveis, deve-se à existência da depreciação que atinge os bens duráveis. O autor nota que se a taxa de depreciação fosse instantânea, como nos não-duráveis, o componente MA do processo dos duráveis desapareceria, voltando a ser um AR(1). Por definição um bem durável não se deprecia instantaneamente, e o fato de seu consumo durar por alguns períodos implica nessa característica de persistência para o gasto no consumo de duráveis, quando se supõe a validade da HRP.

Entretanto os dados analisados pelo autor (pós II Guerra nos Estados Unidos) não confirmam essa estrutura estocástica para os gastos em consumo de duráveis. E além disso a hipótese de que os gastos em consumo seguiriam um processo AR(1), como nos bens não-duráveis, não pode ser rejeitada. O autor credita essa inconsistência entre

o resultado do modelo e os dados à dificuldade teórica de se diferenciar bem durável de não durável: por exemplo, um casaco novo tem sua utilidade para o consumidor durante um período muito maior que alimentos, mas ambos são classificados com não-duráveis. Portanto a divisão entre duráveis e não-duráveis é sempre algo arbitrário, pois os bens se diferenciam apenas no que diz respeito à sua taxa de depreciação, e não existe um princípio *a priori* correto para definir a partir de qual taxa de depreciação um bem deixa de ser durável para ser não-durável. Deixando de lado estas considerações, o fato de que o gasto de consumo de duráveis não seguir um processo ARMA(1,1) indicaria, no modelo estendido de Mankiw, a não validade da HRP.

Entretanto outros estudos encontraram características que diferenciam as propriedades de série de tempo de duráveis e não-duráveis. Bernanke (1985) estudou o comportamento da compra de duráveis e não-duráveis, derivando suas características a partir de um problema único de otimização por parte do agente. Como a abordagem do autor apresenta muitos dos conceitos utilizados nos modelos a serem estimados nesta dissertação, cabe realizar uma descrição mais detalhada do seu trabalho.

O modelo do autor analisa a escolha ótima do consumidor num ambiente de incerteza, onde a renda do consumidor é um processo estocástico geral. Esse consumidor deriva sua utilidade do uso de bens não-duráveis e dos serviços de não-duráveis. Aqui se estabelece uma distinção fundamental no consumo desses dois tipos de bens: os duráveis geram para o consumidor um fluxo de serviços durante um determinado período de tempo, os não-duráveis “extinguem” sua utilidade no instante de seu consumo. Aliado a esse fato, outra característica que marca o consumo de duráveis é o que o autor define como custos de ajustamento, que são os custos que o consumidor incorre quando altera seu estoque de bens duráveis.

Na medida que um estoque de duráveis fornece ao consumidor um fluxo de serviços, este se defronta sempre com a possibilidade de adquirir uma nova quantidade deste bem, e dessa forma extrair um fluxo de serviços por um período maior de tempo. Se existe um mercado secundário desse bem durável o consumidor pode vender esse

bem usado (depreciado) e adquirir um novo, sempre que isso lhe for conveniente, de acordo com o seu plano ótimo de consumo. Daí que, no consumo de duráveis, a taxa de juros passa a ser um determinante importante, além do preço do bem.

Dentro desse quadro teórico surge a questão de como a presença desses custos de ajustamento afetam tanto o padrão de consumo de duráveis como também as compras de não-duráveis. O autor coloca que as tentativas anteriores de se testar a HRP com duráveis, ao não levar em conta essa questão, pode ter levado a uma rejeição errônea dessa hipótese. O autor vai posteriormente concluir que a combinação de uma função de utilidade não separável e custos de ajustamento para os duráveis têm implicações importantes no comportamento temporal das compras de não-duráveis.

Da solução de seu modelo o autor encontra duas equações que descrevem a evolução do consumo de duráveis e não-duráveis ao longo do tempo (Bernanke, 1985, página 48):

$c_t = c_{t-1} - m(K_t - K_{t-1}) + g_1 v_t$, onde c_t é o consumo de não-duráveis, K_t é o estoque de duráveis, v_t é o choque não antecipado na renda total e m e g_1 são parâmetros.

$K_{t+1} - K_t = (1 - x_1)(K_t^* - K_t)$, onde $K_{t+1} - K_t$ é o gasto em duráveis, x_1 é um parâmetro do modelo e K_t^* é o estoque desejado de duráveis, dado por:

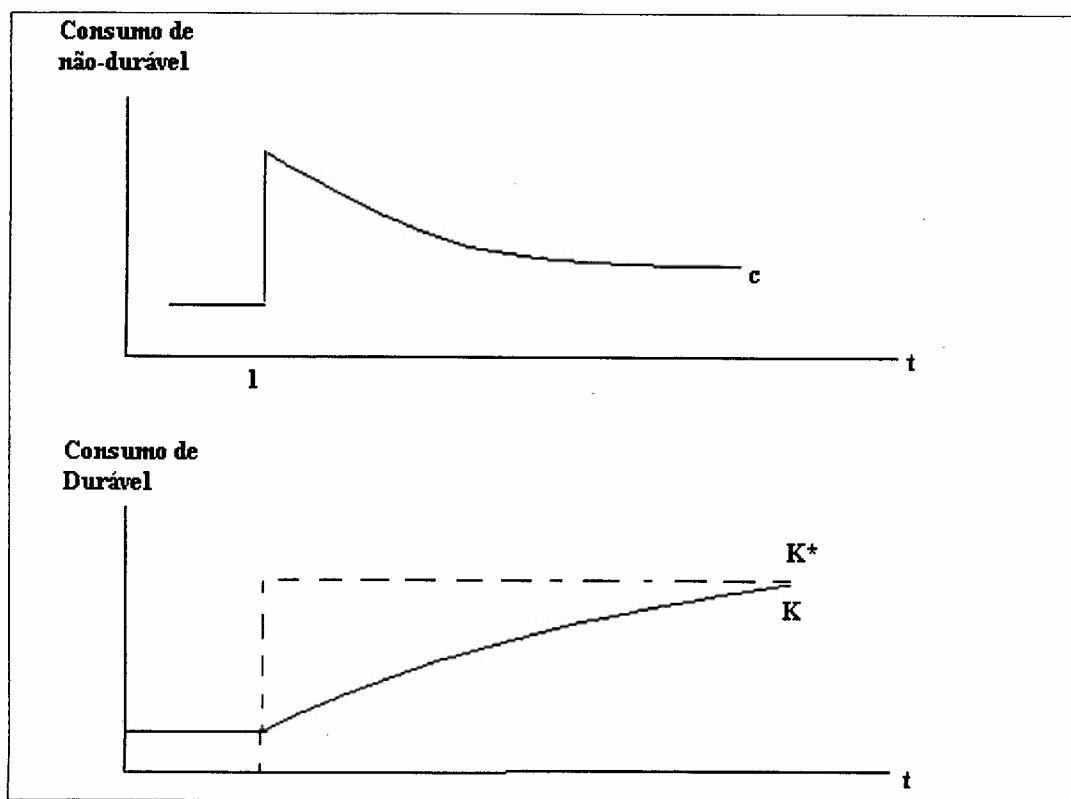
$K_t^* = \bar{K} + \frac{\delta + r - m}{a - m^2} (g_0 - g_1 \sum_{i=0}^t v_i)$, onde δ é a taxa de depreciação, r é a taxa de juros, a , m , g_0 e g_1 são parâmetros do modelo e v_i é o choque não antecipado na renda no instante i .

Das equações acima o comportamento das compras de duráveis, dado um aumento inesperado da renda do consumidor no período 1, eleva o estoque desejado de bens duráveis, estimulando o gasto em duráveis. Entretanto, como existem custos de

ajustamento, as compras de duráveis no período do choque não conseguem levar imediatamente o estoque de duráveis para o seu nível desejado, ao invés disso ocorre um aumento gradual no estoque ao longo do tempo. Além disso, o comportamento do consumo de não-duráveis é afetado através de um efeito de transbordamento: existindo algum grau de substituição entre duráveis e não-duráveis o consumo de não-duráveis se eleva instantaneamente no momento do choque, e depois declina gradualmente em direção a um novo valor de equilíbrio. Ou seja, enquanto o estoque de duráveis cresce ao longo do tempo, o consumo de não-duráveis tem um *overshooting* no curto prazo, declinando ao longo do tempo (figura 18).

Figura 18

Consumo de durável e não-durável face a um choque inesperado na renda

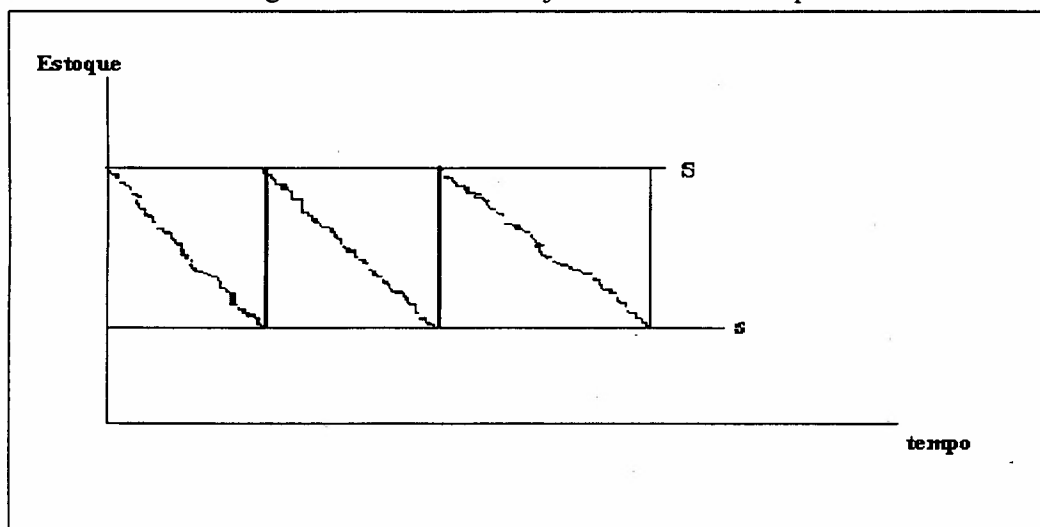


Neste modelo de Bernanke, apesar do ponto de partida na HRP, o consumo de não-duráveis deixa de seguir um passeio aleatório como preconizado nos modelos de Hall. A diferença surge do fato do autor considerar uma função de utilidade não-

separável e a existência de custos de ajustamento no consumo de duráveis. Portanto, de acordo com esta abordagem, os testes acerca da validade da HRP devem incluir tanto o comportamento dos duráveis como dos não-duráveis. Os testes realizados pelo autor concluíram que a HRP não se verifica para o caso dos Estados Unidos no período de 1947 a 1980, ou seja, o autor constatou um excesso de sensibilidade do gasto em consumo em relação à renda no curto prazo.

Uma outra abordagem do consumo de duráveis procura racionalizar a compra desse tipo de bem dentro de um modelo de ajustamento de estoques. O consumidor estabelece dois níveis, mínimo e máximo, dentro do qual ele não adquire nenhum novo bem durável, devido aos custos de ajustamento. Ele só ajusta seu estoque, para o nível máximo desejado, quando a depreciação do estoque de bens que ele possui atinge o nível mínimo estabelecido. Como colocam Bar-Ilan e Blinder(1992) o consumo de duráveis, nesse contexto, seria caracterizado por um corredor, cujos limites, s (mínimo) e S (máximo), seguem as previsões da HRP. O gráfico abaixo (figura 19) mostra um exemplo dessa "política de estoques" (S, s) para limites fixos. Como ressaltam os autores citados, na medida que os custos de ajustamento diminuem, a amplitude do corredor se estreita, e no limite os níveis s e S coincidem, dando forma à usual representação da HRP.

Figura 19 : Política de ajustamento de estoques



Essa racionalidade de "não fazer nada" enquanto o estoque de durável encontra-se entre esses dois limites foi desenvolvida em artigos de Bar-Ilan e Blinder (1988 e 1992), onde se mostra que tal resposta por parte do consumidor é ótima para uma série de circunstâncias e se baseia em sólidos microfundamentos ⁴³. Apesar disso tal abordagem não têm sido muito usada devido a problemas de agregação. Claramente aqui a utilização da figura do agente representativo é de difícil aceitação, pois seria necessário supor que todos os agentes atingem seus respectivos pontos alvo no mesmo instante do tempo.

A fim de se obter uma forma agregada, os autores desenvolvem uma função de demanda para os duráveis decorrente dessa teoria (S_t, s_t). Primeiramente eles separam o gasto em duráveis em dois componentes: o tamanho médio da compra, C_t , e o número de compras, N_t . Logicamente o total de gasto em duráveis, E_t , é o produto desses dois componentes.

Esse tamanho médio de compra C_t é identificado como o nível alvo máximo do modelo de ajustamento de estoque, S_t , e este nível é proporcional à renda permanente no período t . Já N_t é uma função do estoque de duráveis dos consumidores, uma vez que a compra só ocorre quando o estoque de duráveis está próximo ao limite mínimo, s_t .

A fim de fechar o modelo considera-se que o estoque de bem durável de um indivíduo no início do período t é K_t , e este se deprecia a uma taxa δ por período, de forma que o indivíduo possui $(1 - \delta)K_t$ no final do período. Se $(1 - \delta)K_t$ vai abaixo de s_t , o indivíduo realiza uma compra de durável, e portanto N_t pode ser escrita como (Bar-Ilan e Blinder, 1992, página 262) :

⁴³ Este modelo de ajustamento de estoque pode ser visto como uma suposição ad-hoc ou como uma decorrência da HRP com custos quadráticos de mudanças no estoque de duráveis (Bernanke 1985).

$$N_t = \int_{s_{t-1}}^{s_t/(1-\delta)} f_t(K_t) dK_t = F_t\left(\frac{s_t}{1-\delta}\right) - F_t(s_{t-1}) \quad , \text{ onde } f_t \text{ é a função de densidade}$$

de probabilidade de K_t e F_t é a função de distribuição acumulada de K_t .

Como todos os indivíduos que realizam uma compra adquirem um montante $C_t = S_t$, neste modelo, então o total de gastos em duráveis no período t será:

$$E_t \equiv C_t N_t = S_t \left[F_t\left(\frac{s_t}{1-\delta}\right) - F_t(s_{t-1}) \right]$$

A equação acima descreve a demanda por duráveis dentro do contexto de um modelo (S, s) . Desse resultado conclui-se que o gasto em duráveis não deveria seguir o padrão proposto pela HRP, uma vez que N_t não segue tal padrão. No caso de um choque positivo de renda, N_t pode responder com um grande impulso (elevado número de novas compras de duráveis), levando este efeito para E_t , o que contradiz a HRP.

Portanto dividindo o gasto em duráveis em dois componentes, gasto médio por compra e número de transações, Bar-Ilan e Blinder concluem que as predições convencionais da HRP valem para o primeiro componente, o gasto médio por compra de durável, e não valem para o segundo, o número de transações.

Dessa forma, a elasticidade de curto prazo do número de compras em relação à renda permanente pode ser muito maior que um, porque apenas uma fração da população compra um durável a cada período, lembrando estar-se tratando aqui do fluxo agregado. Esta característica configuraria um mercado de duráveis muito mais volátil que o mercado de não-duráveis e serviços, uma vez que uma pequena mudança no comportamento do total da população (como uma elevação geral da renda permanente) poderia levar a uma grande mudança na fração dos consumidores que são ativos no mercado de duráveis num determinado período.

As considerações colocadas neste item indicam a relevância teórica que variáveis de estoque podem ter na demanda de bens duráveis. Baseado nesses aspectos, trabalhos empíricos sobre a demanda de bens de consumo duráveis, como automóveis, têm utilizado modelos de ajustamento parcial em sua formulação, como relatado em Deaton e Muellbauer (1980) e Intriligator et al (1996).

Nesses modelos de ajustamento, parte-se geralmente de uma premissa acerca da relação entre o estoque do bem, S_t , e o estoque desejado S_t^* [Intriligator et al (1996)] :

$$S_t - S_{t-1} = \gamma(S_t^* - S_{t-1}) + v_t, \text{ onde } 0 < \gamma < 1.$$

De acordo com esse modelo, a mudança no estoque do bem é proporcional à diferença entre o estoque desejado e o estoque efetivo no período anterior. Aqui o parâmetro γ é o coeficiente de ajustamento e v_t é o termo de distúrbio estocástico. Assumindo que o estoque desejado é uma função linear do preço p e da renda Y ,

$$S_t^* = a + bp_t + cY_t, \text{ e substituindo na anterior obtêm-se:}$$

$$S_t = (1 - \gamma)S_{t-1} + a\gamma + b\gamma p_t + c\gamma Y_t + v_t$$

Substituindo recursivamente, a formulação acima é equivalente a um modelo de defasagens distribuídas de Koyk, que mostra a dependência do estoque corrente do bem durável em relação a todos os níveis passados dos preços e da renda:

$$S_t = \frac{a\gamma}{1-\gamma} + b \sum_{j=0}^{\infty} \gamma(1-\gamma)^j p_{t-j} + c \sum_{j=0}^{\infty} \gamma(1-\gamma)^j Y_{t-j} + u_t$$

Outra hipótese sobre o consumo de duráveis segue a linha do trabalho de Houthacker e Taylor (1970), e inclui diretamente a variável de estoque nas formulações

para a demanda desse tipo de bem. A inclusão dessa variável de estoque se relacionaria aos aspectos de inércia ou formação de hábito no consumo desses bens, na medida que os consumidores se acostumam a um fluxo de serviços e tendem dessa forma a manter um certo estoque. Portanto a utilidade auferida desse fluxo de serviços se relaciona diretamente ao estoque do bem, e a demanda pelo bem acaba sendo uma função, além do preço e da renda, desse estoque. Uma versão linear da abordagem de Houtacker-Taylor estipula que, no instante t , a demanda pelo bem x é uma função do preço, p , da renda, Y , e do estoque do bem, S :

$$x_t = a + bp_t + cY_t + eS_t + u_t \quad (1)$$

onde u_t é um *i.i.d.* com média zero e variância constante.

O estoque do bem x cresce de acordo com:

$$\Delta S_t = x_{t-1} - dS_{t-1} \quad (2)$$

onde d é a taxa de depreciação.

As equações (1) e (2) podem ser utilizadas para estabelecer o equilíbrio de longo prazo, quando x e S permanecem constantes ao longo do tempo em \bar{x} e \bar{S} , respectivamente. Dessa forma:

$$\bar{x} = a + b\bar{p} + c\bar{Y} + e\bar{S} = d\bar{S}$$

ou seja, o fluxo de durável demandado é igual ao necessário para a reposição do estoque, devido à depreciação.

O desvio entre a demanda e o seu valor de longo prazo é dado por:

$$x - \bar{x} = a + bp + cY + eS - (a + b\bar{p} + c\bar{Y} + e\bar{S}) = b(p - \bar{p}) + c(Y - \bar{Y}) + e(S - \bar{S})$$

Supondo que o preço e a renda estejam no seu valor de longo prazo, então:

$$x - \bar{x} = e(S - \bar{S})$$

Quando e é positivo implica que a demanda é superior ao nível de longo prazo desde que o estoque seja maior que o estoque de longo prazo. Este é o caso de formação de hábito, quando o consumidor está acumulando estoques e demandando uma quantidade crescente do bem. Quando e é negativo então a demanda cai quando o estoque está acima do seu valor de longo prazo, sendo este o caso de uma situação de ajustamento de estoque.

Muitas vezes não se possui informação sobre o estoque do bem, apenas do fluxo de compras. Algumas manipulações permitem eliminar a variável de estoque e chegar a uma formulação que inclua apenas as variáveis preço, renda e a própria quantidade demandada. Tirando a primeira diferença de (1) e inserindo (2) obtêm-se:

$$\begin{aligned}\Delta x_t &= b\Delta p_t + c\Delta Y_t + e\Delta S_t + \Delta u_t \\ \Delta x_t &= b\Delta p_t + c\Delta Y_t + e(x_{t-1} - dS_{t-1}) + \Delta u_t \\ \Delta x_t &= b\Delta p_t + c\Delta Y_t + ex_{t-1} + deS_{t-1} + \Delta u_t\end{aligned}\quad (3)$$

Defasando (1) em um período e isolando eS_{t-1} para substituir em (3) :

$$\begin{aligned}eS_{t-1} &= x_{t-1} - a - bp_{t-1} - cY_{t-1} - u_{t-1} \\ \Delta x_t &= b\Delta p_t + c\Delta Y_t + ex_{t-1} + d(x_{t-1} - a - bp_{t-1} - cY_{t-1} - u_{t-1}) + \Delta u_t \\ \Delta x_t &= ad + (e - d)x_{t-1} + b\Delta p_t + bdp_{t-1} + c\Delta Y_t + cdY_{t-1} + \Delta u_t + du_{t-1}\end{aligned}\quad (4)$$

A equação (4) pode ser rescrita como:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 \Delta p_t + A_3 p_{t-1} + A_4 \Delta Y_t + A_5 Y_{t-1} + v_t \quad (5)$$

onde $A_0 = ad$, $A_1 = 1 - (e - d)$, $A_2 = b$, $A_3 = bd$, $A_4 = c$, $A_5 = cd$ e $v_t = u_t - (d - 1)u_{t-1}$.

Portanto as equações (1) e (2) implicam que a demanda do bem pode ser explicada pela variável defasada e por termos defasados do preço e da renda, como em (5). A estimação dessa relação permite chegar aos valores dos parâmetros da relação (1) e ao parâmetro de depreciação de (2).

O item seguinte descreve algumas abordagens utilizadas no estudo do impacto dessa diferenciação entre duráveis e não duráveis em modelos de economia aberta.

II.1 - DURÁVEIS E NÃO-DURÁVEIS E O COMPORTAMENTO DA CONTA CORRENTE

Alguns estudos têm procurado analisar o comportamento da conta corrente de um país de acordo com a composição da demanda, notadamente o papel dos bens duráveis no comportamento do saldo comercial.

Gerlach e Burda (1992) analisam a deterioração da balança comercial dos Estados Unidos nos anos 80 desagregando o saldo comercial em bens duráveis e não-duráveis. Esse trabalho se baseia em um modelo intertemporal do saldo comercial, com agente representativo, dois tipos de bens (duráveis e não-duráveis) e horizonte infinito. Para estes autores a separação entre duráveis e não-duráveis tem vital importância e significado econômico na explicação do comportamento do saldo comercial na economia americana. Analisando os dados da balança comercial norte-americana, eles verificam que a explicação do déficit na década de 80 devido a uma exacerbação de consumo causada por um crescimento excessivo da demanda não é plausível na medida que esta explicação implicaria numa piora no saldo comercial principalmente em bens de consumo (não-duráveis). Mas o que se verificou é que o aumento das importações de

não-duráveis foi muito menor que a de bens de capital, além da piora no saldo comercial de não-duráveis ter sido pouco significativa se comparada com as expansões nos anos anteriores. Identificada a razão da piora do saldo comercial norte-americano nesse período nos bens duráveis, o modelo desenvolvido pelos autores mostrou que o saldo comercial nesses bens dependia dos preços intertemporais, isto é, da expectativa futura sobre a variação dos preços. Os resultados empíricos não rejeitaram esta hipótese, e indicaram ainda que o comportamento das importações de duráveis no período analisado foi fruto de uma substituição intertemporal por parte dos consumidores e das firmas.

Aplicando uma abordagem diferente, Sadka e Yi (1996) também estudaram o impacto do consumo de duráveis nos déficits comerciais norte-americanos na década de 80. Empregando um modelo de ciclos reais em economia aberta eles concluíram que esses déficits podem ter sido causados por um declínio permanente no preço de importação de bens de consumo duráveis, e que a maior parte da piora verificada no saldo comercial norte-americano nesse período deveu-se a um efeito renda e não a um efeito substituição ⁴⁴.

Obstfeld e Rogoff (1996) abordam teoricamente a distinção entre duráveis e não-duráveis e procuram analisar as implicações dessa diferenciação para a conta corrente. Dentro de um quadro teórico semelhante ao de Gerlach e Burda (1992), eles concluem que o consumo de duráveis e de não duráveis se movem em proporção e que o consumidor suaviza tanto o consumo de não-duráveis como o de duráveis, e que a conta corrente de um país tende a ficar mais volátil com o aumento da participação dos bens de consumo duráveis no consumo. Mas os autores ressaltam que, embora o consumidor suavize o estoque de bens duráveis ao longo do tempo, o mesmo não ocorreria com o gasto em duráveis.

Estas distinções serão analisadas com mais pormenor a partir do modelo proposto por Clarida (1994).

⁴⁴ Arestis e Driver (1987) examinam empiricamente os efeitos da distribuição de renda na importação de bens de consumo. Os seus resultados favorecem a hipótese de que a distribuição de renda exerce uma influência importante na importação de bens de consumo duráveis.

II.2- MODELO ESTRUTURAL PARA AS IMPORTAÇÕES DE BENS DE CONSUMO DURÁVEIS

Este modelo foi desenvolvido por Richard H. Clarida em seus trabalhos de 1994 e 1996, para o estudo da demanda de importação de duráveis e não-duráveis nos Estados Unidos.

A demanda pelo estoque de bens de consumo duráveis importados, Z_t , é derivada a partir de um modelo de expectativas racionais intertemporal. A hipótese da renda permanente é adotada ao estabelecer-se que o agente representativo maximiza a utilidade futura descontada esperada do consumo dos bens, sujeito a uma restrição intertemporal. Sendo P_t o preço do durável importado em termos dos não duráveis, H_t o consumo de bens não duráveis, D_t o estoque de duráveis produzidos domesticamente, s a taxa de fluxo de serviços obtida dos duráveis, δ a taxa de depreciação dos duráveis, A_t os ativos, y_t a renda do trabalho, e r_t a taxa real de juros, o agente representativo escolhe a seqüência $\{H_t, Z_t, D_t, A_t\}_{t=0}^T$ de forma a maximizar a utilidade esperada

$$\max E \sum_{t=0}^{t=\infty} \beta^t u(H_t, sZ_t, sD_t) \quad (6)$$

sujeito a:

$$H_t + P_t Z_t + D_t + A_t = (1 + r_{t-1})A_{t-1} + y_t + (1 - \delta)P_t Z_{t-1} + (1 - \delta)D_{t-1} \quad (7)$$

$$A_t \geq 0 \quad (8)$$

As características peculiares do consumo de duráveis, em comparação aos não duráveis, são captadas por esse modelo tanto na utilidade esperada como na restrição intertemporal. De (6), o agente retira sua utilidade do consumo de bens não duráveis e do fluxo de serviços decorrente do estoque de duráveis, domésticos e importados. Numa hipótese simplificadora, assumiu-se que esse fluxo de serviços é uma fração constante, s , do estoque, tanto para duráveis importados como domésticos. A restrição orçamentária intertemporal (7) postula a alocação entre períodos a que está condicionado o agente, sendo a soma do estoque de duráveis, do consumo de não duráveis e dos ativos que ele

possui no instante t determinados pela renda que ele obtêm do trabalho nesse período, pelo estoque de duráveis e pelos rendimentos obtidos dos ativos herdados do período anterior. E essa restrição coloca uma diferenciação entre duráveis e não duráveis, pois no caso deste último o agente consome esses bens inteiramente dentro do período, como se a taxa de depreciação do estoque de fosse um.

As condições de primeira ordem, assumindo uma solução interior, são dadas por ⁴⁵:

$$u_H = \lambda_t \quad (9a)$$

$$u_{sZ} = \frac{\lambda_t P_t}{s} - \frac{\beta(1-\delta)E_t P_{t+1} \lambda_{t+1}}{s} \quad (9b)$$

$$u_{sD} = \frac{\lambda_t}{s} - \frac{\beta(1-\delta)E_t \lambda_{t+1}}{s} \quad (9c)$$

$$\lambda_t = \beta(1+r_t)E_t \lambda_{t+1} \quad (10)$$

onde λ_t é o multiplicador de Lagrange da restrição intertemporal (7).

Para obter-se uma solução analítica, é adotado uma função de utilidade log-aditiva ⁴⁶:

$$u(H_t, sZ_t, sD_t) = \frac{F_t H_t^{1-\alpha}}{1-\alpha} + \frac{B_t (sZ_t)^{1-\eta}}{1-\eta} + \frac{C_t (sD_t)^{1-\eta}}{1-\eta} \quad (11)$$

onde F_t , B_t e C_t são choques estacionários e aleatórios nas preferências.

⁴⁵ A solução desse problema de maximização e outras passagens não desenvolvidas neste item encontram-se no Apêndice 1. Provavelmente devido a um erro tipográfico, no texto de Clarida (1996), p.369, as derivadas parciais de (4b) e (4c) estão denotadas como u_z e u_D , o que é incorreto, uma vez que os argumentos da função utilidade são sZ e sD . Feita esta alteração, chega-se à equação (7), como é mostrado no citado apêndice.

⁴⁶ Desprezando os termos de choque, esta é uma extensão aditiva de uma utilidade CRRA, que é isoelástica (elasticidade substituição intertemporal do consumo constante, igual a $1/\alpha$ para os não-duráveis e $1/\eta$ para os serviços dos duráveis) e tem elasticidades da utilidade marginal constante para cada componente ($-\alpha$ para não duráveis e $-\eta$ para os serviços dos duráveis).

Esse tipo de função utilidade tem sido utilizada em trabalhos empíricos sobre demanda de consumo e substituição intertemporal, como em Deaton (1974), Miron (1986) e Ogaki (1992). O trabalho deste último explora uma implicação importante desse tipo de função utilidade, a de que, se o caminho de equilíbrio do consumo dos diferentes bens são, cada um deles, $I(1)$, não-estacionários, o pressuposto de uma função log-aditiva (e de que os choques nessas preferências são estacionários) implica uma restrição de cointegração entre o consumo de diferentes tipos de bens e o preço relativo destes. Esta característica também surgirá neste modelo, como será visto mais adiante.

Usando a função de utilidade (11), (9b) pode ser resolvido para o estoque ótimo de duráveis importados:

$$Z_t = s^{\frac{1}{\eta-1}} B_t^{\frac{1}{\eta}} \lambda_t^{\frac{-1}{\eta}} P_t^{\frac{-1}{\eta}} \left(1 - \beta(1-\delta) E_t \left(\frac{\lambda_{t+1} P_{t+1}}{\lambda_t P_t} \right) \right)^{-\frac{1}{\eta}} \quad (12)$$

onde $V_t \equiv 1 - \beta(1-\delta) E_t \left(\frac{\lambda_{t+1} P_{t+1}}{\lambda_t P_t} \right)$ é a taxa esperada de perda de capital incorrida na posse de um bem de consumo importado durável entre o período t e $t+1$, descontada pela taxa marginal de substituição do consumo, dada por $\mu_{t+1} = \beta \left(\lambda_{t+1} / \lambda_t \right)$. Como, de

(10), $E_t \lambda_{t+1} = \lambda_t / \beta(1+r_t)$, implica que uma elevação na taxa de juros eleva a taxa esperada de perda de capital. Para facilitar a exposição do modelo, adota-se que r_t , embora estocástica, pertença ao conjunto de informação do agente no instante t . Adicionalmente, sob a suposição de que $(P_{t+1} - P_t) / P_t = \pi + \varepsilon_{t+1}$, isto é, de que a variação nos preços é igual à taxa de inflação mais um choque aleatório tal que $E_t \varepsilon_{t+1} = 0$, então V_t é um processo estocástico estacionário.

Aplicando logaritmo em (12) e adotando letras minúsculas para o logaritmo das variáveis:

$$z_t = \gamma + \frac{1}{\eta} b_t - \frac{1}{\eta} \log \lambda_t - \frac{1}{\eta} p_t - \frac{1}{\eta} v_t \quad (13)$$

onde $\gamma = \frac{\log s}{\eta - 1}$.

De (13) conclui-se que, ao longo do caminho ótimo, o logaritmo do estoque de bens de consumo duráveis importado é linear no log do preço relativo dos duráveis importados e no log da utilidade marginal da renda, que é o índice de utilidade da renda permanente implicado pela hipótese da renda permanente. Nota-se também o impacto dos choques no estoque de duráveis. O log do estoque ótimo é crescente em b_t , o log do choque estocástico nas preferências, e decrescente em v_t , o log do choque estocástico na taxa esperada de perda de capital devido à manutenção de duráveis importados. Portanto um choque positivo na preferência por duráveis eleva o estoque ótimo, e uma elevação na taxa esperada de perda de capital diminui o estoque ótimo.

Uma dificuldade que surge em (13) é como medir propriamente o índice de utilidade marginal da renda permanente representado pelo logaritmo de λ_t , que passa a ser a variável correta de ‘atividade’ a ser colocada do lado direito da equação (13). O uso de preferências log-aditivas permite uma outra *proxy* para esse índice.

De (9a) vem que $F_t H_t^{-\alpha} = \lambda_t$, e portanto $\log \lambda_t = f_t - \alpha h_t$, denotando letras minúsculas para o logaritmo das variáveis. Substituindo em (13) obtêm-se:

$$\begin{aligned} z_t &= \gamma + \frac{1}{\eta} b_t - \frac{1}{\eta} (f_t - \alpha h_t) - \frac{1}{\eta} p_t - \frac{1}{\eta} v_t \\ z_t &= \gamma + \frac{\alpha}{\eta} h_t - \frac{1}{\eta} p_t + \frac{1}{\eta} (b_t - f_t - v_t) \end{aligned} \quad (14)$$

Portanto, se o modelo é válido, o logaritmo do consumo de bens não duráveis produzidos domesticamente deve ser usado como uma *proxy* para o logaritmo do índice da utilidade marginal da renda. E o (logaritmo do) estoque ótimo de duráveis importados responde inversamente ao (logaritmo do) choque na preferência por não duráveis, f_t .

O comportamento do consumo de não duráveis têm um papel chave nas conclusões e na estimação deste tipo de modelo. De (9a), como visto acima, têm-se que:

$$h_t = f_t / \alpha - (1/\alpha) \log \lambda_t \quad (15)$$

Clarida (1996) coloca que, se não se pode rejeitar a hipótese de que o logaritmo do consumo de não duráveis h_t é não estacionário em nível, mas estacionário na primeira diferença, então pode-se concluir, com base em (15), que, se o choque na preferência f_t é estacionário, implica que $\log \lambda_t$ também é não estacionário em nível mas estacionário na primeira diferença, e de fato cointegra com h_t . E se o índice da utilidade marginal é não estacionário, então o estoque de duráveis importados também. Portanto, de acordo com este modelo, num equilíbrio de economia aberta no qual h_t é $I(1)$, h_t e z_t compartilham uma tendência estocástica que pode ser identificada com o logaritmo da utilidade marginal da renda. O fato de h_t e z_t compartilharem uma tendência estocástica não significa que estes necessariamente co-integrem. Da equação (14), se o preço relativo das importações de duráveis contém uma tendência estocástica que não cointegra com h_t , então o modelo implica que h_t e z_t não cointegram. Mais apropriadamente, o modelo implica que h_t , z_t e p_t são conjuntamente cointegrados, desde que os choques nas preferências e na perda esperada de capital sejam estacionários, e o vetor de cointegração é $[1, 1/\eta, \alpha/\eta]'$, como definido em (9). Além disso, baseado nos resultados de Stock e Watson (1988), a existência de duas tendências estocásticas comuns entre três variáveis não estacionárias implica que existe um único vetor co-integrado.

A equação (14) pode ser expressa em termos dos gastos reais em consumo de duráveis. Tal transformação é bastante útil na medida que os dados disponíveis referem-

se ao fluxo de importações e não a estoques. Sendo Q_t o gasto real em bens de consumo duráveis importados, sua relação com o estoque é definida como:

$$Z_t = Q_t - (1 - \delta)Z_{t-1} \rightarrow Q_t = Z_t + (1 - \delta)Z_{t-1}$$

Tirando logaritmo de ambos os lados, subtraindo z_t e desenvolvendo:

$$\begin{aligned} q_t - z_t &= \log(Z_t + (1 - \delta)Z_{t-1}) - z_t \rightarrow q_t - z_t = \log(\delta Z_{t-1} + (Z_t - Z_{t-1})) - z_t \\ &\rightarrow q_t - z_t = \log\left(\frac{\delta Z_{t-1} + (Z_t - Z_{t-1})}{Z_t}\right) \rightarrow q_t - z_t = \log\left(\frac{\delta + (Z_t - Z_{t-1})/Z_{t-1}}{Z_t/Z_{t-1}}\right) \\ &\rightarrow q_t - z_t = \log(\delta + \Delta z_t) - \Delta z_t \rightarrow z_t = q_t - \log(\delta + \Delta z_t) + \Delta z_t. \end{aligned}$$

denotando por letras minúsculas o logaritmo das variáveis e sendo $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$.

Substituindo esta expressão de z_t em (9) e isolando q_t :

$$q_t = \gamma + \frac{\alpha}{\eta} h_t - \frac{1}{\eta} p_t + u_t \quad (16)$$

onde $u_t = \frac{1}{\eta}(b_t - f_t - v_t) + \log(\delta + \Delta z_t) - \Delta z_t$ e $\gamma = \frac{\log s}{\eta - 1}$.

O termo u_t pode ser considerado um distúrbio estocástico estacionário que combina a influência dos choques nas preferências, choques na taxa esperada de perda de capital nos duráveis e erros de medida. A influência do termo que inclui variações no logaritmo do estoque em u_t pode também ser considerada estacionária se h_t , z_t e p_t são conjuntamente cointegrados. Aplicando o operador Δ em (14), têm-se que:

$$\Delta z_t = \frac{\alpha}{\eta} \Delta h_t - \frac{1}{\eta} \Delta p_t + \frac{1}{\eta} \Delta e_t \quad (17)$$

Portanto se h_t e p_t são I(1) e cointegram, Δz_t é estacionário. Pode-se também incluir Δz_t no modelo substituindo (17) em (16), de forma que:

$$q_t = \gamma + \frac{\alpha}{\eta} h_t - \frac{\alpha}{\eta} \Delta h_t - \frac{1}{\eta} p_t + \frac{1}{\eta} \Delta p_t + u'_t \quad (18)$$

onde $u'_t = \frac{1}{\eta} (b_t - f_t - v_t + \Delta b_t - \Delta a_t - \Delta v_t) + \log(\delta + \Delta z_t)$.

Portanto a partir de um modelo intertemporal de expectativas racionais foi possível chegar a uma demanda pelo estoque de bens duráveis importados, (14), e desta para uma demanda pelo consumo de duráveis importados, (16). Trabalhando com um consumidor representativo cuja função de utilidade tem como determinantes o consumo de não duráveis e o estoque de duráveis importados e domésticos, e com uma função de preferência log-aditiva, o logaritmo da demanda de bens de consumo duráveis é linear no logaritmo do preço relativo (em relação aos não-duráveis domésticos) dos duráveis importados e no logaritmo do índice de utilidade esperada da renda permanente. Apesar deste último índice não ser observável, o modelo utilizado implica que o consumo de bens não duráveis provê uma indicação da utilidade marginal da renda. Dessa maneira, a equação (16) pode ser usada para estimar a elasticidade preço da demanda de duráveis importados, e a variável de atividade correta a ser utilizada do lado direito dessa função de demanda é o consumo de não duráveis.

III – ESTIMAÇÕES

Neste capítulo será feita a estimação da demanda de duráveis importados. O item III.1 relata alguns resultados obtidos em outros trabalhos para o caso brasileiro, e a partir destes estudos é possível propor uma formulação *ad hoc* para as importações de duráveis e contrastá-la com o modelo estrutural ⁴⁷ proposto no item II.2. O item III.2 compara estes dois modelos e apresenta a estratégia de estimação utilizada em cada caso. No item III.3 são feitas as estimações. O item III.4 apresenta as conclusões sobre os resultados obtidos. A descrição dos dados utilizados neste capítulo e suas fontes encontram-se no anexo 2.

III.1 – Modelo *ad hoc* para a demanda de importações de duráveis

O estudo empírico de funções de importação tem sido frequente na literatura econômica para responder questões acerca dos impactos das políticas comerciais, do crescimento da renda interna e dos preços relativos no fluxo de importações.

Para países como o Brasil a hipótese mais plausível é que os preços das importações estão dados, o que permite estimar uma forma reduzida que relaciona o preço das importações e a renda interna, variáveis tomadas como exógenas, com o volume importado.

Como pela hipótese de país pequeno a oferta é inelástica ⁴⁸, então o preço em moeda externa das importações está dado, e a quantidade importada vai ser

⁴⁷ Aqui a expressão 'estrutural' é empregada para ressaltar a diferença com o modelo ad-hoc, indicando que o primeiro provém de uma estrutura, no caso, de um problema de otimização intertemporal. Não se trata, portanto, de modelos estruturais de séries de tempo.

⁴⁸ A hipótese que considera o país importador como pequeno (em termos relativos) em relação à oferta mundial de importações (que são as exportações mundiais a não ser do próprio país) soluciona o problema de identificação, pois importando uma quantidade ínfima em relação à oferta mundial o país importador não tem capacidade de influenciar os preços das importações. Além do modelo de economia pequena outras duas abordagens podem ser adotadas. Uma é a do modelo competitivo de dois países, que remove as hipóteses de elasticidades infinitas, e explica o volume e o preço do comércio com quatro funções: a oferta e a demanda por exportações e a oferta e a demanda por importações. Outra utiliza a teoria da

determinada pelo preço interno das importações, dada a taxa de cambio nominal, nessa curva de demanda negativamente inclinada. Analiticamente pode-se então definir que a quantidade importada, M , é dada pela curva de demanda de importações, M^d , e que esta responde negativamente à relação de preços, P , e positivamente à variações na renda, Y .

Embora os pressupostos utilizados até agora possibilitem uma conclusão acerca das derivadas parciais da demanda de importações, e empiricamente o *quantum* efetivamente importado possa ser identificado com o *quantum* demandado, nada pode ser concluído acerca da forma funcional dessa função de demanda. As estimações de demanda de importações partem geralmente de modelos multiplicativos que buscam estimar coeficientes de elasticidade dos preços e da renda:

$$Q_t^d = \beta . Y_t^{\beta_1} . P_t^{\beta_2} . e^{u_t}$$

Sendo Q_t^d a quantidade importada, Y a renda real (PIB) e P o índice de preços, todos indexados ao mesmo período de tempo. Os parâmetros β , β_1 , e β_2 são constantes ao longo do tempo e u_t representa o erro estocástico que se assume normalmente distribuído com média zero e variância constante.

Através de uma transformação logaritma esse modelo pode ser linearizado na forma:

$$\ln(Q_t^d) = \beta + \beta_1 . \ln(Y_t) + \beta_2 . \ln(P_t) + u_t \quad (19)$$

produção para gerar funções de oferta de exportações e demanda de importações, usando uma função de lucro restrita, com as exportações aparecendo como *outputs* e as importações como *inputs*. Um exemplo desta última encontra-se em Diwert e Morrison (1989) e Lawrence (1989).

Nesta formulação log-linear os parâmetros β_1 e β_2 representam, respectivamente, a elasticidade renda e a elasticidade preço das importações.

Tanto a formulação (18) como (19) são construções *ad hoc* no que diz respeito à forma funcional da função demanda e às variáveis exógenas selecionadas. A escolha da forma funcional tem seguido considerações empíricas e de facilidade de estimação. O modelo multiplicativo como (6) e sua transformação logaritma podem ser considerados como uma boa aproximação da 'verdadeira' demanda de importações se os resultados estatísticos forem bons e se as previsões forem satisfatórias⁴⁹.

Além disso, valores defasados de Q_t , P e Y podem ser incluídos, além de uma especificação mais detalhada do índice de preços P que inclua a taxa de câmbio nominal. Por exemplo, Pastore (1976) e Lengrubert(1976) especificam uma equação da demanda agregada de importações que leva em conta um índice de proteção tarifária f , o preço de importações em moeda estrangeira P_m , o índice de preços doméstico P_d , a taxa de câmbio e (moeda local / moeda estrangeira), todos indexados para a data t :

$$\ln(Q_t^d) = \beta + \beta_1 \cdot \ln(Y_t) + \beta_2 \cdot \ln\left(\frac{P_{m,t} \cdot (1 + f_t) \cdot e_t}{P_{d,t}}\right) + u_t \quad (20)$$

Formulações mais recentes tendem a incluir uma variável de abertura econômica a fim de captar mudanças estruturais na economia. Denominando por A_t um índice de abertura econômica e s_t a taxa real de câmbio, uma outra formulação para a demanda de importações pode ser:

$$\ln(Q_t^d) = \beta + \beta_1 \cdot \ln(Y_t) + \beta_2 \cdot \ln(s_t) + \beta_3 \cdot A_t + u_t \quad (21)$$

⁴⁹ Um exame empírica de modelos de importações agregadas para diversos países encontra-se em Murray e Ginman (1975).

Numa abordagem um pouco mais complexa, pode-se considerar que relações como (19) e (20) sejam de longo prazo, isto é, por exemplo para a formulação (20), o nível de importações demandadas que prevalecerão para aqueles níveis de renda, taxa de câmbio e abertura econômica verificados na economia. Esta formulação não trata da evolução a curto prazo das importações quando das mudanças nas variáveis explicativas.

Existem razões econômicas para se esperar que o ajuste das importações à essas variáveis se dê durante alguns períodos, de maneira defasada. Isso porque como as importações, além de se constituírem de bens de consumo, são constituídas por insumos e bens de capital para o setor produtivo, de forma que toda alteração nos condicionantes das importações (renda interna, câmbio e abertura econômica) representa uma mudança no leque de opções para o setor produtivo que vai ser considerado no seu conjunto de decisões. Além disso, mesmo no caso dos bens de consumo importados, alterações nos condicionantes das importações implicam que novas condições de lucratividade na comercialização interna desses bens estão colocadas, e a partir daí novas decisões de importação podem ser tomadas.

Dessa forma uma especificação de ajustamento da demanda de importações pode ser tomada a fim de captar esse movimento. Por exemplo, uma equação de ajustamento parcial pode ser na forma:

$$\ln(Q_t) - \ln(Q_{t-1}) = \gamma \cdot [\ln(Q_t^d) - \ln(Q_{t-1})] \quad (22)$$

Na formulação acima, o acréscimo das importações a curto prazo, $\ln(Q_t) - \ln(Q_{t-1})$, é uma proporção γ , com $0 < \gamma \leq 1$, da diferença entre o nível de importações desejado a longo prazo e o nível efetivo anterior, $\ln(Q_t^d) - \ln(Q_{t-1})$. Um parâmetro próximo de zero indica um ajustamento bastante lento, já próximo de 1 implica num ajustamento quase instantâneo. Substituindo essa equação de ajustamento (22) na formulação de longo prazo (21) obtêm-se uma forma que condensa os efeitos de curto e longo prazo supostos para as importações :

$$\ln(Q_t) = \beta \cdot \gamma + \beta_1 \cdot \gamma \ln(Y_t) + \beta_2 \cdot \gamma \ln(s_t) + \beta_3 \cdot \gamma \cdot A_t + (1 - \gamma) \ln(Q_{t-1}) + \eta_t \quad (23)$$

Portanto nessa formulação observa-se as respostas de curto prazo das importações às variações na renda, na taxa de câmbio e na abertura econômica. O coeficiente $\beta \cdot \gamma$ é a elasticidade de curto prazo das importações em relação à renda, $\beta_2 \cdot \gamma$ é a elasticidade de curto prazo da taxa de câmbio em relação à taxa de câmbio e $\beta_3 \cdot \gamma$ é a resposta das importações à abertura econômica. O coeficiente $1 - \gamma$ mede a persistência do ajustamento das importações, e como dito no parágrafo anterior, se γ próximo de zero o ajuste é lento, se γ próximo de 1 o ajuste é rápido.

A especificação precisa da forma funcional ou a inclusão de variáveis defasadas na especificação da demanda de importações continua sendo em grande parte uma questão empírica, assim como a introdução de variáveis que representem proteção tarifária ou abertura econômica.

As especificações relatadas acima têm sido usadas em estimações para o fluxo agregado de importações, e em alguns casos, com algumas modificações, para as importações de bens de capital.

Resende (1997) estuda isoladamente a demanda de importações de bens de capital. Esse trabalho aborda a problemática da restrição externa ao crescimento da economia brasileira: em momentos de aceleração econômica a produção interna tenderia a requisitar uma forte importação de bens de capital, que estariam condicionadas à disponibilidade cambial na economia.

Nesse trabalho o autor especifica uma função de demanda de importações de bens de capital como (19), e que inclui uma variável de disponibilidade cambial, que a seu ver se correlaciona inversamente com as práticas de política de comércio exterior como imposição de tarifas de importação, atrasos na liberação de guias de importação, restrições quantitativas e retiradas de subsídios às importações. Dessa forma, a introdução dessa variável de disponibilidade cambial seria uma *proxi* eficiente para a capacidade de importação, uma vez que ela se correlaciona a todas as

medidas de política que restringem, num determinado instante, a quantidade das importações.

Seu objetivo é verificar a estabilidade dessa demanda de importações de bens de capital entre 1974 a 1988 e a relevância empírica dessa variável *capacidade de importação*. Os resultados empíricos obtidos pelo autor confirmam a sua hipótese de que essa variável é relevante na explicação da demanda de importações de bens de capital. Entretanto não foi encontrada evidência de que a elasticidade da demanda de importações a esse fator tenha se alterado no período estudado. Esta evidência sugere, segundo o autor, que a indústria brasileira ainda encontrava-se bastante dependente das importações de bens de capital, pois mesmo a ampliação e diversificação da indústria de base no período não foi capaz de gerar um setor de bens de capital nacional que permitisse uma queda na necessidade de importações desses bens.

O autor encontrou, por outro lado, evidência de que a elasticidade preço da demanda de importações de bens de capital aumentou após 1980, o que sugere uma redução na rigidez da pauta de importações de alguns bens de capital, uma vez que quando uma demanda de importação passa a responder com maior força a alterações no nível de preços isso indicaria a existência de alternativas internas de produção mais relevantes. Tal fato pode se relacionar, segundo o autor, com a operação dos investimentos iniciados com o II PND, no início da década de 80.

Outros trabalhos têm procurado testar a estabilidade dos parâmetros para a função demanda de importações agregadas, procurando por mudanças estruturais em formulações como (19). Um das hipóteses testadas para o caso brasileiro relaciona-se à expressiva redução das importações na década de 80, que teria como causa uma mudança estrutural na função de demanda de importações.

Os testes de Abreu (1987), no que dizem respeito ao período 1976-85, reafirmam a hipótese de que a elasticidade renda das importações permaneceu inalterada no período, assim como Zini Jr.(1988) também encontrou que a demanda de importações permaneceu estável (no que diz respeito às elasticidades) no período.

Apenas Silva (1990) detectou uma instabilidade estrutural nessa equação de demanda no período 1970-86.

Ferreira (1994), à semelhança do trabalho citado anteriormente de Resende (1987), encontra evidências de instabilidade nos parâmetros da equação de demanda de importações, identificando uma quebra estrutural entre 1980 e 1981. Este autor conclui de suas estimações que o crescimento econômico no Brasil teria apresentado um pequeno viés pró importações durante a década de 70, mas essa tendência teria sido revertida no início da década de 80, de forma que após 1981 o crescimento da capacidade produtiva da economia deixou de ter impactos significativos sobre a demanda de importações.

Portugal (1992) utiliza modelos de correção de erros para a demanda de importações brasileiras, fazendo estimações não só para as importações totais, mas também para a importação de bens de capital e bens intermediários. O autor ressalta um fato importante no que diz respeito aos estudos anteriores sobre as importações brasileiras, a saber que estes foram incapazes de captar a dinâmica das importações e a estabilidade/instabilidade dos parâmetros. O autor utiliza a teoria da cointegração em séries não estacionárias para lidar com a modelagem de equilíbrio de longo prazo e de dinâmica de curto prazo.

Nesse estudo a utilização das técnicas de cointegração produz duas equações que podem ser interpretadas da seguinte forma, seguindo a metodologia de Engle e Granger (1987): a regressão cointegrada é estimada para se obter as elasticidades de longo prazo, onde são realizados os testes de cointegração. Existindo uma relação cointegrada, então pode ser estimado uma equação de correção de erros para se obter a dinâmica de curto prazo e a velocidade de ajuste.

Utilizando-se dessa metodologia o autor conclui que, quer para as importações totais como de bens de capital, pode existir um complexo processo de ajustamento, constituído por uma trajetória lenta e complexa com uma pequena correção do desequilíbrio a cada período. O autor ressalta também a existência de um

viés na elasticidade de longo prazo para as importações totais causado pelo comportamento das importações de bens de capital, o que incentivaria o estudo desagregado das importações.

Como um dos objetivos desta dissertação é analisar o fluxo desagregado de importações pelo tipo de uso do bem importado, especificamente os bens de consumo duráveis, o função da demanda de importações para esse componente deve abrigar algo de específico, baseado nas características do seu consumo, como delineadas na primeira parte deste capítulo.

Uma característica importante do consumo de duráveis é o papel do estoque do bem, como foi visto inicialmente. Com base nessa consideração e seguindo esta abordagem empírica, pode-se adotar o modelo das equações (1) e (2), quando foi discutido que a demanda do bem durável era também uma função do seu estoque. Adotando também a hipótese de ‘país pequeno’, a demanda de importação de bens de consumo durável, incorporando esse pressuposto sobre o estoque, seria dada por (24), e a equação do movimento do estoque de duráveis importados por (25):

$$q_t = a + bp_t + cY_t + eS_t + u_t \quad (24)$$

$$\Delta S_t = q_t - dS_{t-1} \quad (25)$$

A equação (24) mostra a demanda de importação como função do preço relativo, da renda e do estoque desse bem, onde q_t é o quantum importado de bens de consumo durável, p_t é o preço relativo dos duráveis importados vis-a-vis duráveis nacionais, e S_t é o estoque de duráveis importados. A equação (25) mostra a variação do estoque devido ao fluxo novo e à depreciação.

Como a informação sobre o estoque de duráveis importado geralmente não existe, embora possa ser construída teoricamente, as substituições seguidas nas

páginas 47 e 48 permitem a substituição dessa variável pela de fluxo, obtendo um modelo na forma:

$$q_t = A_0 + A_1 q_{t-1} + A_2 \Delta p_t + A_3 p_{t-1} + A_4 \Delta Y_t + A_5 Y_{t-1} + v_t \quad (26)$$

onde $A_0 = ad$, $A_1 = 1 - (e - d)$, $A_2 = b$, $A_3 = bd$, $A_4 = c$, $A_5 = cd$ e $v_t = u_t - (d - 1)u_{t-1}$.

Essa formulação é semelhante ao modelo de ajustamento das importações (23) pois possui a variável dependente defasada, mas conta com a inclusão de defasagens das variáveis dependentes e diferenças nessas variáveis, decorrentes da presença da variável de estoque em (24) e (25). A estimação dessa relação permite chegar aos valores dos parâmetros da relação (24) e ao parâmetro de depreciação de (25).

III.2 - ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO

Foram elaborados até aqui dois modelos para a demanda por importação de bens de consumo duráveis. Um é o modelo estrutural do capítulo II, o outro é a formulação *ad hoc* do item anterior. Os dois modelos apresentados representam formas reduzidas que levam em conta características específicas dos bens duráveis.

A equação (26) é uma decorrência de considerações teóricas a respeito da importância de uma variável de estoque na demanda de bens duráveis:

$$q_t = A_0 + A_1 q_{t-1} + A_2 \Delta p_t + A_3 p_{t-1} + A_4 \Delta Y_t + A_5 Y_{t-1} + v_t \quad (26)$$

onde q_t é o *quantum* importado de duráveis, p_t o preço relativo do durável importado em relação ao durável nacional e Y_t a *proxy* para o nível de atividade da economia local.

Como foi visto, a elaboração desta formulação segue a linha dos estudos empíricos sobre a demanda de importações, que partindo da hipótese do ‘país pequeno’ testam empiricamente a relevância de uma variável específica ou de uma mudança nas elasticidades renda e preço. Nesse contexto a estimação deste modelo pode ser vista como um teste inicial da relevância da variável de estoque na demanda de importações de duráveis. Do ponto de vista econométrico esta estimação também segue a abordagem tradicional, utilizando mínimos quadrados ordinários. A existência da variável dependente defasada nessa formulação, que como visto é uma decorrência da inclusão dos estoques em (24), mostra que pode existir persistência nas importações: um coeficiente próximo a um indica a tendência a longo prazo dos choques se incorporarem ao processo. E esta é uma característica associada a processos não-estacionários, muito freqüente em séries de consumo.

Neste caso o modelo estrutural desenvolvido no item II.2 passa a ser mais adequado, pois parte de um quadro teórico mais completo:

$$q_t = \gamma + \frac{\alpha}{\eta} h_t - \frac{1}{\eta} p'_t + u_t \quad (16)$$

A estimação desse modelo implica testar a estacionariedade nas séries e a hipótese de cointegração, analisando a existência de uma relação de longo prazo entre importações de duráveis, q_t , consumo de não-duráveis, h_t (a *proxy* para a variável renda), e o preço relativo entre duráveis importados e bens de consumo não-duráveis, p'_t ; e a existência de um mecanismo de correção de erros. Além disso o ‘erro’ deste modelo, u_t , está relacionado com choques nas preferências ou na taxa esperada de perda de capital decorrente da posse de bens duráveis, o que representa uma informação importante a ser avaliada.

Portanto estes dois modelos de certa forma avaliam a mesma questão a partir de diferentes pontos de partida e metodologias. Do ponto de vista econométrico, entretanto, o modelo *ad hoc* têm a desvantagem de tratar numa mesma estimação de variáveis possivelmente não-estacionárias (em nível) e estacionárias (as

primeiras diferenças). Se a hipótese de não estacionariedade nas séries não pode ser rejeitada, a estimação dentro dos pressupostos de cointegração passa sem dúvida a ser a mais indicada, daí uma vantagem do modelo estrutural.

Como a hipótese de estacionariedade da série de importações de duráveis têm grande importância, especialmente no que diz respeito ao impacto dos choques, o primeiro passo é a estimação de um modelo ARIMA. A seguir o modelo *ad hoc* é estimado por MQO, seguido do modelo estrutural, testando as hipótese de cointegração. Por último avalia-se as evidências extraídas dos dois modelos, se estas se contradizem ou levam às mesmas conclusões.

III.3 - RESULTADOS

Antes de se realizar a estimação de modelos para a demanda por importações de duráveis, foi realizada uma análise introdutória na série do *quantum* importado, através da elaboração de modelos ARIMA e pesquisa de *outliers*. Este primeiro passo é importante pois traz informações relevantes a respeito da estacionariedade da série, do comportamento sazonal e períodos que possam ser identificados como alterações anormais (*outliers*). Um método/programa que possibilita estes diagnósticos é o X-12-ARIMA⁵⁰, e todas as estimações realizadas nesta primeira fase se basearão nele.

A primeira etapa é identificar e estimar modelos ARIMA para a série, e com esse modelo ARIMA especificado pode-se também investigar os *outliers* na série⁵¹. Cumprida esta primeira etapa pode proceder-se ao ajuste sazonal, aplicando-se os filtros da nova versão do método X-11. A seguir são produzidos uma série de

⁵⁰ A descrição do método e das capacidades desse programa encontram-se em Findley, et al (1997). Esse texto, o manual completo da versão 0.1.2 de abril de 1998, utilizada nas estimações, assim como o próprio programa, encontram-se disponíveis, para teste e avaliação, no seguinte diretório ftp anônimo do *Bureau of the Census* norte-americano: ftp.census.gov/pub/ts/x12a/final/pc.

⁵¹ Este tópico de tratamento de *outliers* é encontrado na literatura econométrica como análise de intervenção. Para uma discussão resumida e uma série de fontes bibliográficas a respeito ver Mills, 1990, p 235. O procedimento utilizado no X-12-ARIMA encontra-se em Findley, et all, 1997, p. 33-35 e no manual de referência citado acima.

diagnósticos acerca do ajuste sazonal obtido, que podem requerer a necessidade de se alterar o modelo ARIMA especificado inicialmente ou o filtro do X-11 utilizado ⁵².

Conjuntamente com a estimação do modelo ARIMA o programa permite o teste de três tipos de variáveis de intervenção preestabelecidos: AO, LS e TC. Os três são variáveis dummy construídas para identificar um tipo específico de impacto na série. O uso dessa classe de modelos ARIMA na identificação e medida dessas mudanças é chamado de análise de intervenção em séries de tempo, onde o modelo especificado será usado para estimar o impacto de uma intervenção discreta no processo de comportamento da série. Esse tipo de análise pode ser utilizado quando se imagina que uma série tenha sido afetada por eventos ou circunstâncias especiais, como mudanças de política, impostos extraordinários, greves, regulamentações, etc. Por exemplo, para a série das importações brasileiras poderíamos pensar em uma mudança de nível a partir de julho de 1994, em decorrência do Plano Real e da abertura econômica, e dessa forma uma *dummy* que poderia ser testada, como será visto mais adiante, seria um LS (*level shift*).

No caso dessas alterações serem desconhecidas, o programa permite uma análise em quase todos os pontos da amostra ⁵³, buscando os períodos em que tais movimentos não usuais possam ser identificados como um dos três tipos preestabelecidos no programa (AO, LS ou TC). Esta parece ser uma alternativa mais interessante que estabelecer variáveis de intervenção de forma *ad hoc*, pois permite testar todos os pontos da amostra. Portanto a estratégia de estimação usada será de pesquisar *outliers* para toda a amostra usando o procedimento automático do programa, ao mesmo tempo que se estima o modelo ARIMA para a série, e procurar então identificá-los com eventos econômicos que os possam ter causado.

⁵² O método X-11 de ajuste sazonal multiplicativo é um dos mais utilizados, sendo o seu procedimento básico a decomposição da série em um produto de três componentes: tendência, sazonal e residual, chamado de irregular. Os filtros utilizados são de médias móveis simétricas, para o componente sazonal, e o filtro de média móvel de tendência simétrico de Henderson, para o componente de tendência. Maiores detalhes acerca dessas características encontram-se nas fontes citadas na nota 47. Sobre métodos de decomposição ver Makridakis et al (1991)

⁵³ O programa não identifica outliers para o último valor da amostra.

Convém então descrever a estrutura dessas *dummies* e relacioná-las ao tipo de impacto que identificam na série.

Um AO (*aditive outlier*) representa uma mudança pontual na série que só se verifica na data t_0 e que causa uma alteração abrupta e de duração apenas temporária. Para uma série de produção industrial, por exemplo, a ocorrência de uma greve em determinado mês pode causar esse tipo de alteração. Para as séries de importação poderia-se pensar em atrasos burocráticos que levassem à uma falha na contabilização de parte do volume importado, que fosse compensado no mês seguinte. Formalmente, a estrutura de um AO é definida como:

$$AO_t^{t_0} = 1, \text{ para } t = t_0$$

$$0, \text{ para } t \neq t_0$$

Um LS (*linear shift*) representa uma mudança de nível na série, quando se verifica um patamar médio superior a partir de determinado instante t_0 . Para a série de importações um evento que pode se relacionar com esse impacto na série é uma diminuição permanente de tarifas que implicasse uma elevação permanente no nível das importações. Formalmente, a estrutura de um LS é definida como:

$$LS_t^{t_0} = -1, \text{ para } t < t_0$$

$$0, \text{ para } t \geq t_0$$

Um TC (*temporary shift*) é uma alteração temporária na série, que se inicia em t_0 e decai até atingir o nível prévio. O caso de uma maxidesvalorização seguida de um atraso na taxa nominal de câmbio, num ambiente de inflação elevada, pode ocasionar este efeito na série, pois as importações tenderiam a recuar significativamente no instante do choque mas se 'recomporiam' na medida que o impacto inflacionário esvaziasse o da maxi ⁵⁴. Formalmente, a estrutura de um TC é definida como :

⁵⁴ Essa situação se aplica por exemplo à maxi de 1979, como visto na parte II desta dissertação.

$$TC'_t = 0 \quad , \text{ para } t < t_0$$

$$\alpha^{t-t_0} \quad , \text{ para } t \geq t_0, \text{ onde } 0 < \alpha < 1 \text{ é a taxa de queda para o nível prévio .}$$

Esse procedimento de busca do *outliers* vai ser especialmente útil quando forem analisadas as séries desagregadas das importações, pois permitem avaliar se um evento importante na economia brasileira, como uma maxi ou o Plano Real, teve impacto diferente de acordo com o tipo de bem importado. Por exemplo, saber se o Plano Real pode ter representado uma mudança de nível para as importações de bens de consumo durável, o que pode não ter ocorrido para a importação de bens de consumo não durável ou de bens de capital. Estes aspectos são avaliados no apêndice 2.

Ao se especificar modelos ARIMA com *outliers* a estimação vai obter equações na forma ⁵⁵:

$$\phi(B)\Phi(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D(y_t - \sum_i \beta_i x_{it}) = \theta(B)\Theta(B^s)a_t$$

onde B é o operador de defasagem ($By_t = y_{t-1}$), s é o período sazonal (12 para séries mensais), $\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$ é o operador auto-regressivo (AR) não-sazonal, $\Phi(B^s) = (1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_p B^{ps})$ é o operador AR sazonal, $\theta(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$ é o operador de média móvel (MA) não-sazonal, $\Theta(B^s) = (1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{Qs})$ é o operador MA sazonal, e os a_t são i.i.d com média zero e variância σ^2 (*white noise*). O termo $(1-B)^d(1-B^s)^D$ implica diferenciação não-sazonal de ordem d e diferenciação sazonal ⁵⁶ de ordem D . Os x_{it}

⁵⁵ A estimação é feita por máxima verossimilhança exata com um mecanismo iterativo para a detecção e seleção de *outliers*. Uma descrição pormenorizada encontra-se nas fontes citadas na nota 53.

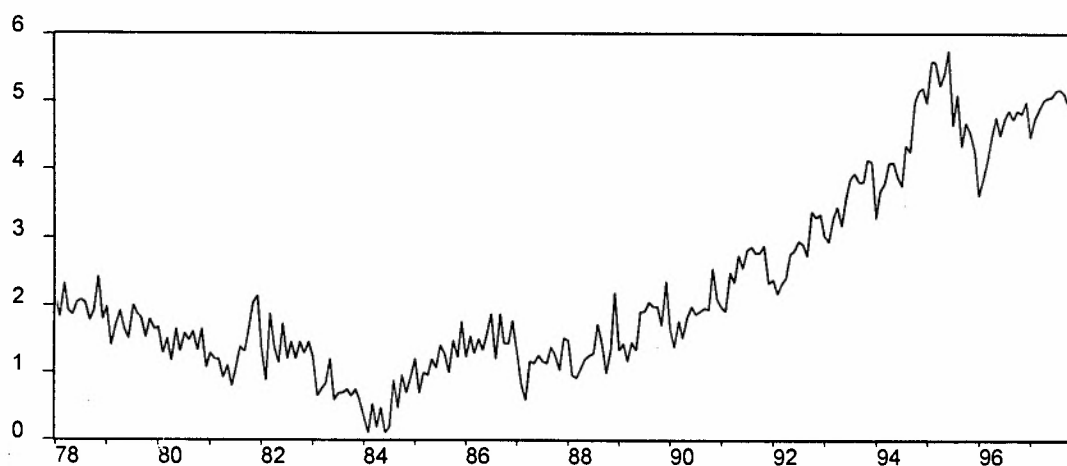
⁵⁶ A notação utilizada para os modelos ARIMA segue a utilizada em muitos livros. De acordo com os polinômios de defasagem descritos o modelo pode ser escrito como ARIMA(p d q)(P D Q), onde p é a ordem do processo auto-regressivo, AR(p), d é o número de diferenças e q é a ordem do processo de média móvel, MA(q), todos não-sazonais; e P , D e Q são os respectivos para a frequência sazonal, que é doze para o caso de séries mensais.

representam os *outliers* identificados (AO's , LS's ou TC's) ou variáveis de intervenção preestabelecidas, e β_i é o coeficiente estimado para cada um deles ⁵⁷.

A identificação da classe do modelo ARIMA mais adequado segue a metodologia proposta por Box e Jenkins (1976) ⁵⁸.

O gráfico abaixo mostra a série mensal do logaritmo do *quantum* importado de bens de consumo durável (QD), de janeiro de 1978 a novembro de 1997. Percebe-se nitidamente a elevação em meados de 1994, a partir do Plano Real, e uma correção nesse crescimento em 1995.

Figura 20: *Quantum* das importações de bens de consumo durável (log)



O quadro 6 mostra o modelo ARIMA estimado para a série do *quantum* importado de bens de consumo durável e os *outliers* detectados. No apêndice 2 são apresentados os modelos estimados para o quantum importado das importações totais e os outros três componentes: bens de capital, bens de consumo não-durável e bens intermediários.

⁵⁷ Este tipo de modelo é conhecido como regARIMA, pois permite a introdução de regressores (no caso deste trabalho os *outliers*) conjuntamente à estimação dos parâmetros regressivos. Estes modelos podem ser vistos como uma aproximação para modelos mais gerais de função de transferência.

⁵⁸ Esta metodologia é constituída de três etapas: identificação, estimação e checagem de diagnósticos. Descrições dessa metodologia encontram-se em inúmeros textos, como em MILLS (1996) e JUDGE et al (1987). VANDAELE (1992) apresenta maiores detalhes para o tratamento de modelos sazonais.

Quadro 6 : Estimação para o *quantum* das importações de bens de consumo durável

Regression Model			
Variable	Parameter Estimate	Standard Error	t-value
User-defined			
diasuteis	1.0654	0.29146	3.66
Automatically Identified Outliers			
LS1994.Oct	0.8576	0.21448	4.00
LS1995.Jul	-0.9698	0.21430	-4.53
ARIMA Model: (3 1 0) (2 0 0)			
Nonseasonal differences: 1			
Parameter	Estimate	Standard Errors	
Nonseasonal AR			
Lag 1	-0.5864	0.06447	
Lag 2	-0.2899	0.07164	
Lag 3	-0.1841	0.06347	
Seasonal AR			
Lag 12	0.2095	0.06323	
Lag 24	0.1844	0.06740	
Variance	0.72004E-01		

O primeiro bloco desse quadro mostra o modelo de regressão estimado, que são os parâmetros dos x_{it} , formado nesta estimação pelos *outliers* identificados pelo programa e a variável *diasuteis*⁵⁹.

Foram detectados dois *outliers*, mudanças de nível, em 1994 (positivo) e 1995 (negativo). A mudança positiva de nível detectada em outubro de 1994 ocorre

⁵⁹ Esta variável é um fator que representa o número de dias úteis do respectivo mês em relação a um mês que tem 23 dias úteis. Por exemplo, um mês com 23 dias úteis tem *diasuteis* igual a 1, um mês com 22 dias úteis tem *diasuteis* igual a $22/23=0.956$, e assim por diante para toda a amostra. A inclusão desse tipo de variável tem como objetivo eliminar as alterações na série devido aos diferentes números de dias úteis nos meses. Ela mostrou-se significativa, com uma estatística *t* bastante superior a 2, o que implica significância melhor que 5%. Uma constante foi incluída no modelo mas não mostrou-se significativa.

um mês após a entrada em vigor da nova moeda e de reduções nas tarifas de importação de duráveis. A mudança negativa de nível em julho de 1995 ocorre alguns meses após a reversão da abertura ocorrida entre fevereiro e março de 1995, com a elevação nas alíquotas de duráveis, especialmente sobre automóveis.

O segundo bloco do quadro 6 mostra o modelo ARIMA estimado, $(3\ 1\ 0)(2\ 0\ 0)$, e seus coeficientes ⁶⁰. Para um nível de significância de 5%, um erro padrão mais de duas vezes maior que o (módulo) do coeficiente indica que este é significativo. Uma série de outros diagnósticos (reportados no apêndice 2, como autocorrelação, correlação parcial e histograma dos resíduos, matriz de correlação dos parâmetros e critérios de verossimilhança) indicaram um bom ajuste desse modelo e a sua escolha dentre as alternativas testadas.

Este procedimento de identificação de *outliers* não deve ser tomado como resposta definitiva, em virtude mesmo das limitações de qualquer algoritmo automático de identificação. O que deve ser ressaltado é a evidência de que ocorre uma alteração no comportamento da série no período 1994-1995, e que fatos econômicos corroboram essas indicações. Por isso foram testadas outras especificações para variáveis *dummy* nesse período, a fim de se obter um ajuste melhor ⁶¹. A melhor especificação encontrada foi a que estipulou duas mudanças temporárias (TC), uma para outubro de 1994 e julho de 1995, com uma taxa de decaimento de 0,95. O quadro 7 mostra o novo modelo estimado, onde se nota que o valor dos parâmetros do modelo ARIMA se alteraram pouco.

⁶⁰ Nesse quadro, *nonseasonal AR* indica os três parâmetros autoregressivos não sazonais, nos lags 1, 2, e 3; e *seasonal AR* os dois parâmetros autorregressivos sazonais, nos lags 12 e 24.

⁶¹ Este procedimento torna-se necessário uma vez que o algoritmo de seleção automática de outliers do programa não testa mudanças temporárias com taxas de decaimento diferentes de 0,7 (seu valor padrão). O modelo ARIMA especificado, $(3\ 1\ 0)(2\ 0\ 0)$, mostrou-se bastante robusto na medida que foi significativo para uma série de alternativas de *dummies* testadas. O critério final de seleção baseou-se em estatísticas de informação (BIC e SIC), menor variância e melhor aproximação dos resíduos a uma série *white noise*.

Quadro 7 : Estimação para o *quantum* das importações de bens de consumo durável

Regression Model			
Variable	Parameter Estimate	Standard Error	t-value
TC1994.oct	0.8656	0.21776	3.98
TC1995.jul	-0.8542	0.21755	-3.93
User-defined			
diasuteis	1.0753	0.29324	3.67
ARIMA Model: (3 1 0) (2 0 0)			
Nonseasonal differences: 1			
Parameter	Estimate	Standard Errors	
Nonseasonal AR			
Lag 1	-0.5767	0.06467	
Lag 2	-0.2740	0.07171	
Lag 3	-0.1720	0.06361	
Seasonal AR			
Lag 12	0.2070	0.06318	
Lag 24	0.1874	0.06734	
Variance	0.71209E-01		

Os parâmetros estimados implicam um processo autoregressivo que pode ser escrito na forma abaixo ⁶², onde a_t é um ruído branco:

$$(1 - B)(1 + 0,57B + 0,27B^2 + 0,17B^3)(1 - 0,207B^{12} - 0,187B^{24})\tilde{q}_t = a_t$$

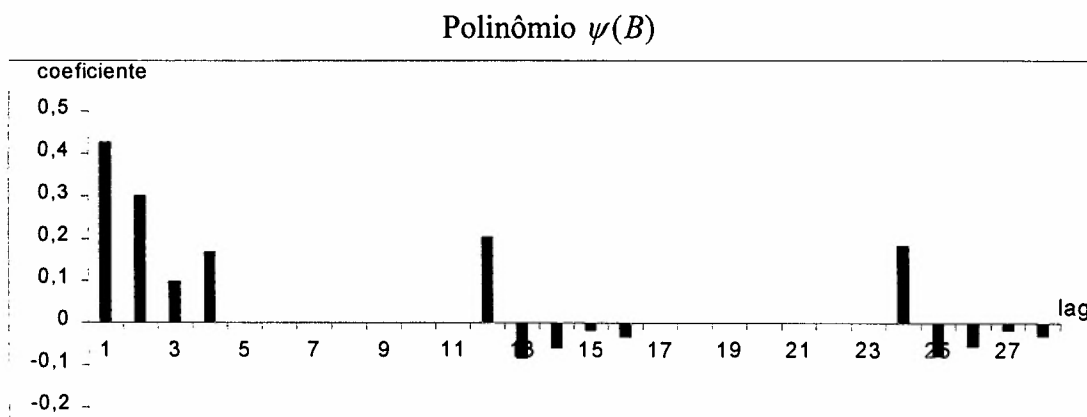
ou

$$\tilde{q}_t = \psi(B)\tilde{q}_t + a_t$$

Os parâmetros do polinômio $\psi(B)$ estão representados no gráfico abaixo. Em resumo, o processo que governa q_t parece ser não-estacionário, ou estacionário

⁶² A variável \tilde{q}_t é o *quantum* de importação de bens de consumo durável excluídos os efeitos de intervenção (TC's e *diasuteis*), como descrito na página 71.

na primeira diferença ⁶³, com uma forte dependência das quatro primeiras defasagens e componentes significativos nos lags sazonais (12 e 24).

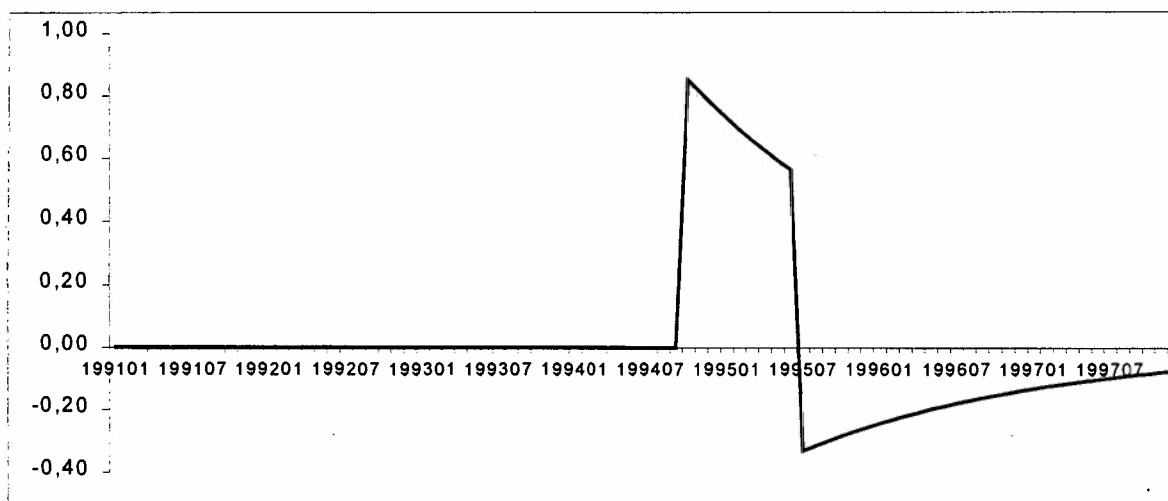


Uma implicação do processo ARIMA identificado é que os choques têm efeitos permanentes a longo prazo na série, isto é, se incorporam ao processo. Dessa forma o movimento nas importações de duráveis pode ser descrito como resultado da acumulação de choques, onde quedas no crescimento são resultado de choques negativos, e expansões de choques positivos.

O gráfico abaixo mostra o efeito de regressão das *dummies* estimadas, isto é, o valor que é descontado do *quantum* importado para que o modelo ARIMA especificado se ‘ajuste’ melhor. Como o modelo é não-estacionário, essa *dummy* pode ser vista como uma resposta de curto prazo aos choques.

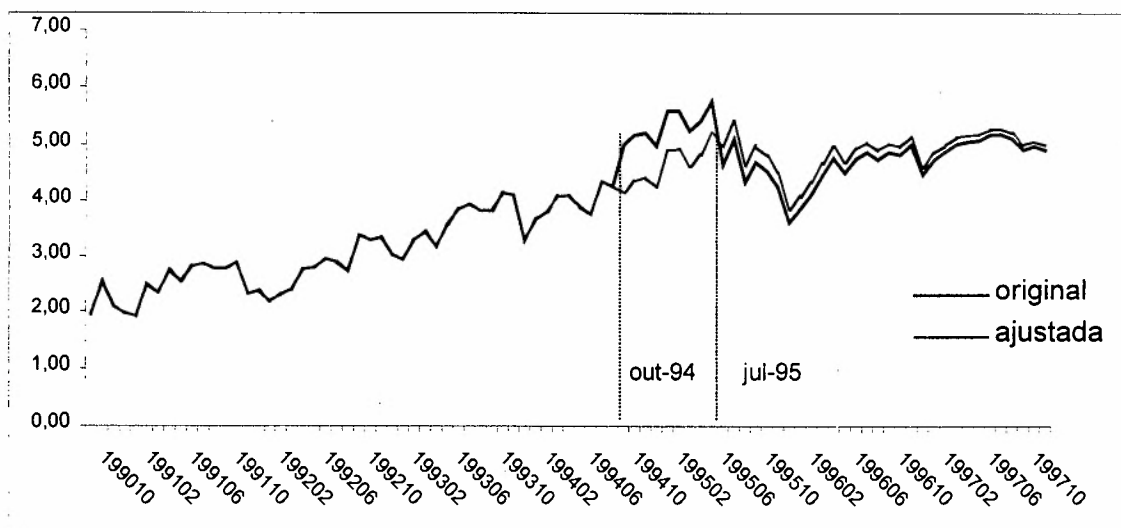
⁶³ Testes apropriados de estacionariedade (raiz unitária) serão realizados no item III.6, na estimação do modelo estrutural.

Figura 21: Efeito de intervenção para bens de consumo duráveis



O gráfico abaixo mostra a série original e a 'corrigida' pelo efeito intervenção do gráfico anterior. Como não existe efeito de intervenção antes de outubro de 1994 as séries coincidem antes dessa data (o gráfico só mostra a série a partir de 1990). Entre outubro de 1994 e julho de 1995 observa-se o 'desconto' decorrente da primeira *dummy*, e a partir de julho de 1995 o 'acréscimo' decorrente da segunda. Note-se que, por representar uma alteração temporária, de curto prazo, o efeito dessa segunda *dummy* vai diminuindo, tendo quase desaparecido no final de 1997.

Figura 22: *Quantum* das importações de bens de consumo durável



Esta análise introdutória indicou que a série é não-estacionária e que os choques tendem, no longo prazo, a se incorporar ao processo ⁶⁴. A identificação de uma variável de intervenção em outubro de 1994 indica que esse choque representou uma alteração no curto prazo (crescimento acima do padrão que descreve o processo), e a forma dessa variável de intervenção mostrou uma perda de efeito (isto é, o choque se incorporou ao processo e a taxa de crescimento voltou ao padrão normal). O novo choque (negativo) de 1995 representou um efeito inverso (levou o processo para um nível inferior, com taxas de crescimento negativas no curto prazo) com a série voltando ao seu crescimento normal depois de alguns períodos.

MODELO *AD HOC* PARA IMPORTAÇÕES DE DURÁVEIS

Neste item será estimado o modelo para a demanda de importações de bens de consumo duráveis de acordo com a especificação de estoques da página 65. A equação (24) mostra a demanda de importação como função do preço relativo, da renda e do estoque desse bem, onde q_t é o *quantum* importado de bens de consumo durável (figura 20), p_t é o preço relativo dos duráveis importados vis-a-vis duráveis nacionais, e S_t é o estoque de duráveis importados. A equação (25) mostra a variação do estoque devido ao fluxo novo e à depreciação.

$$q_t = a + bp_t + cy_t + eS_t + u_t \quad (24)$$

$$\Delta S_t = q_t - dS_{t-1} \quad (25)$$

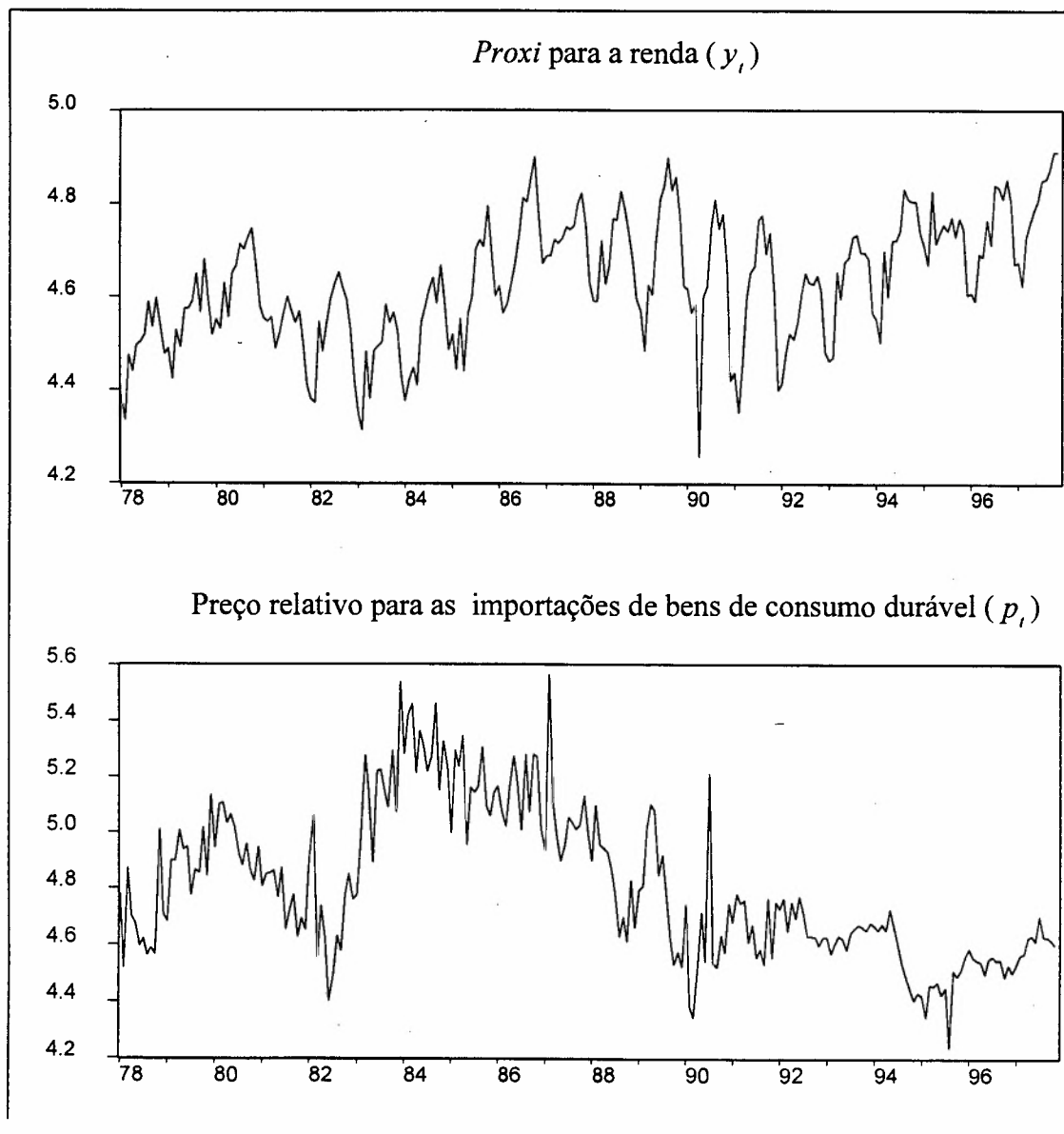
Para a variável q_t foi utilizado o logaritmo da série do *quantum* analisada. Para o preço relativo foram utilizadas as séries da taxa nominal de câmbio (CN), o índice de preços da importação de bens de consumo durável (PID) e o índice de preços dos bens de consumo durável (IPAD). Com esses dados, o preço relativo para

⁶⁴ A não-estacionariedade será tratada com mais detalhe no modelo estrutural, onde os testes não rejeitaram esta hipótese.

os bens de consumo durável importados foi calculado como $P_t = CN_t \frac{PID_t}{IPAD_t}$ e

$p_t = \log P_t$. Como *proxi* para a variável renda, Y_t , foi utilizado o índice de produção da indústria de transformação (YT), e $y_t = \log(YT_t)$ ⁶⁵. Os gráficos dessas variáveis encontram-se a seguir.

Figura 23



⁶⁵ Uma vez que inexistem séries mensais para o PIB no período analisado, a adoção do índice de produção da indústria de transformação parece um bom candidato dado o elevado peso dessa indústria no PIB industrial e consequentemente no PIB total. Carvalho (1998) elaborou uma série mensal para o PIB entre 1980 e 1996. A proximidade entre esta série e a série da indústria da transformação foi mais uma razão que levou ao uso desta última.

Desse gráfico do preço relativo nota-se com clareza a apreciação ocorrida a partir de meados de 1994, e uma recuperação a partir de 1995.

A partir de (24) e (25), como deduzido na página 65, chega-se a:

$$q_t = A_0 + A_1 q_{t-1} + A_2 \Delta p_t + A_3 p_{t-1} + A_4 \Delta y_t + A_5 y_{t-1} + v_t \quad (26)$$

onde $A_0 = ad$, $A_1 = 1 - (e - d)$, $A_2 = b$, $A_3 = bd$, $A_4 = c$, $A_5 = cd$, $v_t = u_t - (d - 1)u_{t-1}$ e Δ é o operador de diferença $(1-B)$ tal que $(1-B)x_t = x_t - x_{t-1}$.

Como analisado no item III.1, da estimação deste modelo espera-se obter um coeficiente negativo para a elasticidade-preço (A_2) e positivo para a elasticidade-renda (A_4). Dos valores estimados de A_2 e A_3 (ou de A_4 e A_5) deve-se obter o mesmo valor para o coeficiente de depreciação, bastante inferior a um. O valor de e obtido de A_1 indica a influência da variável de estoque na demanda de importações de duráveis: se for positivo implica que essa demanda se eleva com a expansão do estoque (situação de formação de hábito), se for negativo implica que a demanda cai com a elevação dos estoques (situação de ajustamento de estoques).

A estimação de (26) foi feita por mínimos quadrados ordinários⁶⁶. O modelo inclui um parâmetro de correção de média móvel para os resíduos, MA(1), como indicado pela estrutura de v_t .

⁶⁶ As estimações foram realizadas utilizando-se Eviews 2.0. A existência da variável dependente defasada, e média móvel nos resíduos, pode levar a estimadores viesados por mínimos quadrados, embora os resultados possam valer assintoticamente. Para se testar essas hipóteses, a equação (26) foi estimada também por mínimos quadrados generalizados, de forma a levar em conta esse padrão de média móvel nos resíduos, e máxima verossimilhança. Os resultados diferiram pouco dos obtidos por MQO (quadro 8), e como não se verificou erro de especificação, optou-se por mantê-los.

QUADRO 8 - Estimação para as importações de bens de consumo durável

Sample(adjusted): 1978:02 1997:11				
Included observations: 238 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 9 iterations				
$q_t = A_0 + A_1 q_{t-1} + A_2 \Delta p_t + A_3 p_{t-1} + A_4 \Delta y_t + A_5 y_{t-1} + v_t$				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
const.	-1.607895	0.675777	-2.379327	0.0182
q_{t-1}	0.978718	0.012686	77.15152	0.0000
Δp_t	-0.682307	0.139560	-4.888973	0.0000
p_{t-1}	-0.121132	0.062061	-1.951828	0.0522
Δy_t	1.039979	0.228341	4.554500	0.0000
y_{t-1}	0.181631	0.099795	1.820047	0.0700
MA(1)	-0.490770	0.061380	-7.995551	0.0000
R-squared	0.961823	Mean dependent var	2.266525	
Adjusted R-squared	0.960832	S.D. dependent var	1.420355	
S.E. of regression	0.281102	Akaike info criterion	-2.509108	
Sum squared resid	18.25318	Schwarz criterion	-2.406982	
Log likelihood	-32.12350	F-statistic	969.9729	
Durbin-Watson stat	2.022283	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted MA Roots	.49			
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: (1-6)				
F-statistic	1.1141170	Probability	0.3548720	
Obs*R-squared	6.8656820	Probability	0.3334480	
ARCH Test: (1-6)				
F-statistic	0.9454930	Probability	0.4632590	
Obs*R-squared	5.7055950	Probability	0.4569640	
White Heteroskedasticity Test:				
F-statistic	1.628528	Probability	0.099576	
Obs*R-squared	15.93149	Probability	0.101610	
Ramsey RESET Test:				
F-statistic	0.0093600	Probability	0.9230130	
Log likelihood ratio	0.0096850	Probability	0.9216050	

O quadro 8 apresenta o resultado da estimação de (26) por mínimos quadrados ordinários (MQO). O termo de média móvel exigiu um processo iterativo de estimação, que convergiu rapidamente. Todas as variáveis são relevantes a um nível de significância de 10%, e o R^2 ajustado é elevado. Os testes de diagnóstico realizados não encontraram deficiências significativas nessa regressão ⁶⁷. O primeiro teste (Breush-Godfrey) não rejeita a hipótese nula de não-autocorrelação nos resíduos. O segundo e o terceiro são testes de heterocedasticidade nos resíduos. O teste ARCH não rejeita a hipótese de inexistência de heterocedasticidade autoregressiva condicional. O teste de White não rejeita a hipótese nula de homocedasticidade incondicional, contra a hipótese de que a variância nos resíduos depende dos regressores e dos quadrados destes. O teste RESET, de Ramsey, rejeita a hipótese de erro de especificação no modelo, contra a hipótese alternativa de que potências das variáveis independentes foram omitidas.

O sinal dos coeficientes segue o esperado, sendo negativo para o preço relativo e sua primeira diferença, e positivo para a renda e sua primeira diferença. O parâmetro de média móvel nos resíduos, como pressuposto pelo modelo, foi significativo.

Portanto a formulação estimada foi:

$$\hat{q}_t = -1,60 + 0,978q_{t-1} - 0,682\Delta p_t - 0,121p_{t-1} + 1,040\Delta y_t + 0,181y_{t-1} + v_t \quad (26')$$

onde $-1,60 = ad$, $0,978 = 1 - (e - d)$, $-0,68 = b$, $-0,12 = bd$, $1,040 = c$, $0,181 = cd$ e $v_t = u_t - 0,49u_{t-1}$.

A partir desses coeficientes estimados pode-se chegar aos parâmetros das equações (24) e (25). Como foi dito anteriormente, o parâmetro da depreciação pode

⁶⁷ Todos esses testes seguem uma distribuição F , e a probabilidade indicada ao lado de cada estatística significa a possibilidade de se obter um valor maior ou igual ao obtido sob essa distribuição. Se essa probabilidade for menor ou igual a 0,1 a equação é rejeitada pelo respectivo teste.

ser obtido da razão entre o coeficiente do preço relativo defasado e da sua diferença, ou da razão entre o coeficiente da renda e de sua primeira diferença. Se for obtido a mesma estimativa destas duas razões pode-se então concluir que esse modelo de estoques não é rejeitado pelos dados, isto é, a hipótese de que a formulação (26) vem de um modelo formado por (24) e (25) não é rejeitada. Um teste de Wald foi realizado para se verificar essa hipótese. A hipótese nula é de que a razão entre os coeficientes é a mesma. O teste decisivamente não rejeita esta hipótese. Da primeira razão o coeficiente calculado é 0,176, e da segunda 0,173.

Quadro 9 : Teste para o coeficiente de depreciação

Teste de Wald:		
Hipótese nula:	$\frac{A_3}{A_2} = \frac{A_5}{A_4}$	
Estatística F	0.000605	Probabilidade 0.980400
Qui-quadrado	0.000605	Probabilidade 0.980379

Os demais coeficientes são encontrados diretamente da estimação de (15). A elasticidade renda é 1,04 e a elasticidade preço é -0,68. Tomando $d = 0,17$, a elasticidade do estoque é encontrada a partir do coeficiente da variável do *quantum* defasado, $1 - (e - d) = 0,978$ o que implica $e = 0,192$. Dessa forma as equações (24) e (25) ficam :

$$\hat{q}_t = -9,41 - 0,68p_t + 1,04y_t + 0,192S_t + u_t \quad (27)$$

$$\Delta S_t = \hat{q}_t - 0,17S_{t-1} \quad (28)$$

Embora não existam trabalhos de estimação para a demanda de importação de duráveis, os resultados obtidos para as elasticidades preço e renda são bastante razoáveis. A taxa de depreciação encontrada está de acordo com a teoria, pois se

supõe um lento desgaste do estoque de duráveis ⁶⁸, e próxima a algumas estimações realizadas desse modelo para outros bens duráveis ⁶⁹.

O resultado obtido para o coeficiente da variável estoque (0,192) na equação (27) implica uma relação positiva entre estoque e demanda de duráveis importados, identificado neste tipo de modelo como uma situação de formação de hábito. Este resultado precisa ser analisado com cautela. Ele implica que uma elevação no estoque, ou um desvio do estoque corrente acima do estoque de longo prazo, implica uma ampliação da demanda. O esperado para bens duráveis em geral seria um coeficiente negativo, de forma que uma elevação no estoque diminui a demanda, ou uma queda no estoque amplia a demanda (um comportamento de ajustamento). Este fato poderia levar à conclusão de que as importações de duráveis tendem a se ampliar continuamente, sem que se chegue a um nível de estoque de equilíbrio. Isto implicaria concluir que as importações de duráveis substituiriam a produção nacional. Estas implicações serão analisadas no item III.6, juntamente com as evidências obtidas do modelo estrutural.

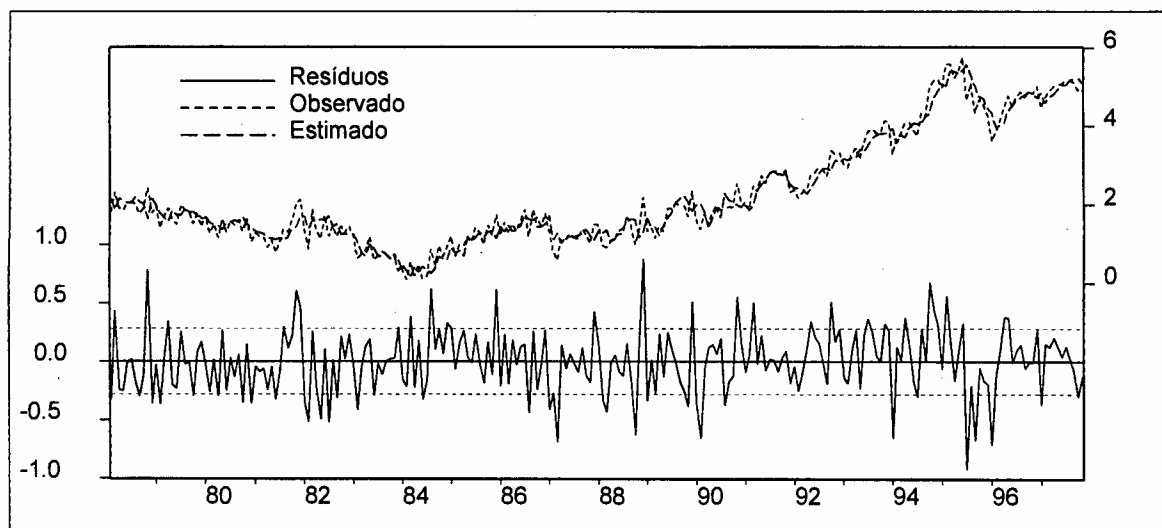
O coeficiente da variável dependente defasada significativo e bastante próximo de um em (26') corrobora as indicações obtidas no item III.2 de não-estacionariedade.

O gráfico abaixo apresenta os valores estimados, observados e os resíduos desse modelo, que podem ser associados a períodos de choques.

⁶⁸ Como colocado no capítulo I, a diferença entre um bem de consumo durável e não-durável pode ser estabelecida através da taxa de depreciação: um não-durável teria taxa de depreciação elevada, próxima ou superior a um, pois o estoque seria inteiramente consumido em um período ou menos; um durável teria uma taxa de depreciação próxima de zero, indicando que uma pequena parcela do estoque é utilizada a cada período.

⁶⁹ Intriligator (1996) reporta, para este mesmo tipo de modelo, um valor de 0,16 para a demanda de automóveis nos Estados Unidos. Negri (1998), num estudo para a demanda de automóveis no Brasil, encontrou uma elasticidade-renda entre 1,1 e 1,5 e uma elasticidade-preço entre -0,6 e -0,7.

Figura 24 - Modelo *ad hoc*



Desse gráfico nota-se a existência de erros significativos em vários momentos, mas de curta duração. Uma exceção é o que se observa entre 1994 e 1996, quando o valor estimado encontra-se, por um período maior, abaixo (entre agosto de 1994 e março de 1995) e acima (entre abril e fevereiro de 1996) do valor observado. Este é um padrão semelhante ao efeito intervenção estimado no modelo ARIMA para a série do *quantum* importado (figura 20) ⁷⁰. Logo o Plano Real parece mesmo representar um período de choques na demanda de duráveis importados, pois as alterações na renda e no preço relativo não ‘explicam’ a elevação das importações de duráveis ⁷¹. O fato do modelo estimado possuir a variável dependente defasada com parâmetro próximo a um implica que estes choques podem ser absorvidos no nível da série a longo prazo, e da mesma forma que o descrito pelo modelo ARIMA, um choque positivo implica, no curto prazo, uma elevação na taxa de crescimento da importação, e um choque negativo uma taxa de crescimento menor ou mesmo negativa.

⁷⁰ A equação 15 também foi estimada com esse efeito de intervenção como *dummy* para o intercepto e para o coeficiente do preço relativo, e apesar de sua significância em ambos os casos os resultados pouco se alteraram no que diz respeito aos coeficientes e às estatísticas dos testes, e o erro do modelo apareceu corrigido para esse período.

⁷¹ A fonte dos choques percebidos no período 1994-1996 pode estar relacionada aos efeitos da estabilização e da abertura econômica. Como foi visto no item III.4 , página 74, o choque positivo (meados de 1994) coincide com a queda nas tarifas de importações sobre duráveis, e o choque negativo (início de 1995) com a elevação destas.

Resumindo, como uma primeira abordagem da demanda de duráveis importados, os dados não rejeitaram o modelo *ad hoc*, e características importantes puderam ser observadas: elasticidade-renda próxima a um, elasticidade-preço inferior a um (0,68), e a relevância da variável de estoque. A hipótese de persistência dos choques não pode ser descartada, e a implantação do Plano Real parece ter sido um período de choques importantes. A estimação do modelo estrutural tratará mais apropriadamente dessa questão da não-estacionariedade e dos choques.

Importante notar aqui a impropriedade de uma formulação bastante usual para a demanda de importações agregada, o modelo de ajustamento (23). O apêndice 3 mostra os resultados obtidos nessa estimação. Os testes indicam problemas nesse modelo (não são rejeitadas as hipótese de autocorrelação e erro de especificação). Ou seja, a formulação de estoques parece ser muito mais adequada que esta.

MODELO ESTRUTURAL

Neste item será estimado a função de demanda para duráveis (16) do modelo do item II.3:

$$q_t = \gamma + \frac{\alpha}{\eta} h_t - \frac{1}{\eta} p'_t + u_t \quad (16)$$

onde $u_t = \frac{1}{\eta}(b_t - f_t - v_t) + \log(\delta + \Delta z_t) - \Delta z_t$, $\gamma = \frac{\log s}{\eta - 1}$, q_t é o logaritmo do consumo de bens duráveis importados, h_t é o logaritmo do consumo de bens de consumo não-duráveis, p'_t é o logaritmo do preço relativo dos duráveis importados em relação aos não duráveis domésticos ⁷².

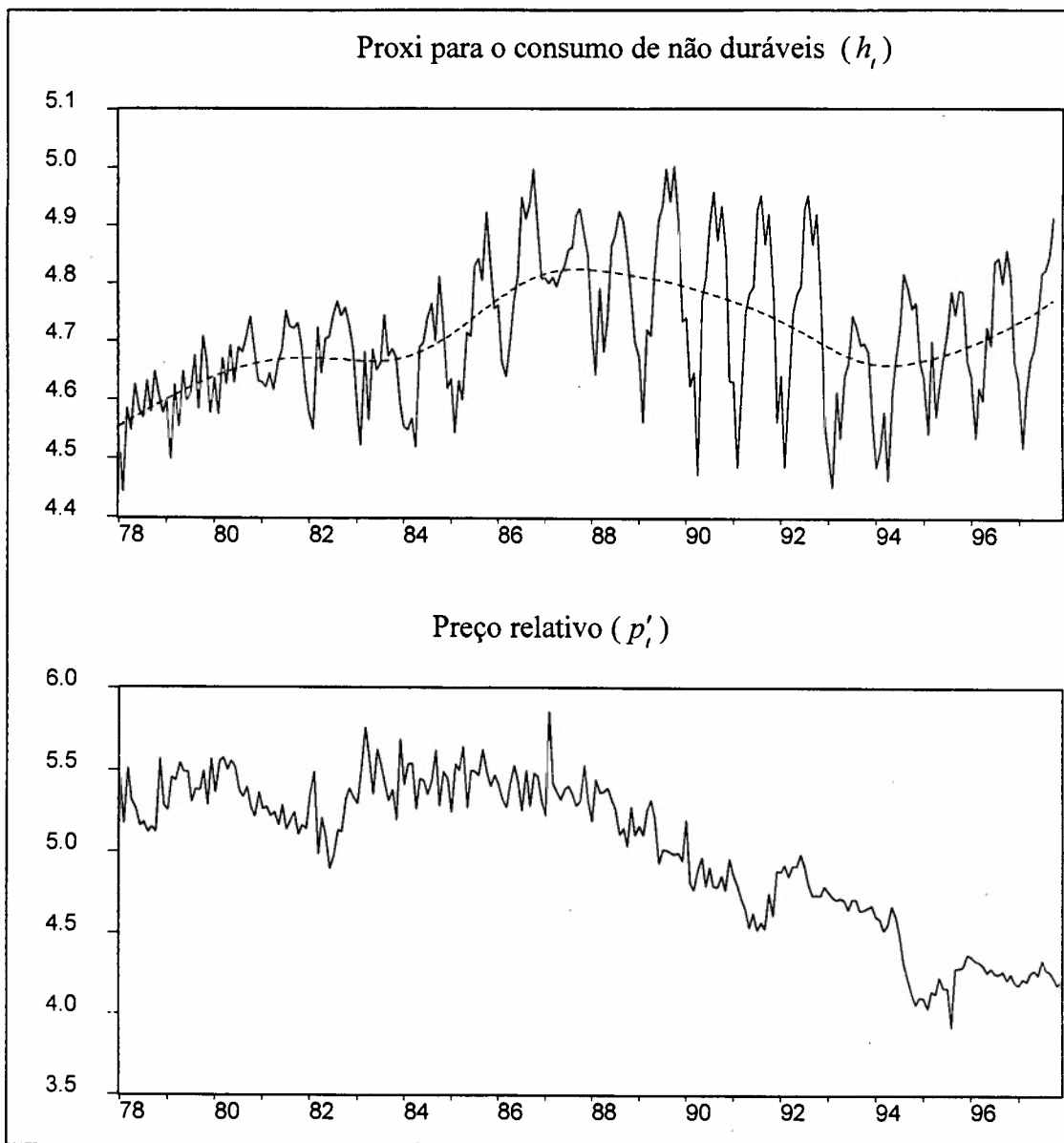
⁷² A notação p'_t foi utilizada aqui para ressaltar a diferença entre este preço relativo e o utilizado no item anterior, p_t .

Para o consumo de duráveis importados foi utilizada a série do *quantum* importado desse item, a mesma analisada no item III.4 . A variável h_t , proxy do modelo para o índice de utilidade da renda permanente, deve medir o consumo (real) dos não-duráveis. As séries obtidas para os não duráveis foram do índice de produção da indústria de bens de consumo não durável (YND), e do *quantum*, valor e preço para a importação desse item. A *proxy* escolhida para h_t foi a série YND, uma vez que a importação de não-duráveis representaram um montante pequeno se comparado com o da produção ⁷³. Assim sendo, $h_t \equiv \log(YND)$.

O preço relativo neste modelo é entre o preço das importações de duráveis e o preço dos não duráveis. Foram utilizadas as séries da taxa nominal de câmbio (CN), o índice de preços da importação de bens de consumo durável (PID) e o índice de preços no atacado dos bens de consumo não durável (IPAND). Com esses dados, o preço relativo foi calculado como $P'_t \equiv CN_t \frac{PID_t}{IPAND_t}$ e $p'_t \equiv \log P'_t$. Os gráficos abaixo apresentam essas duas variáveis.

⁷³ Em 1995 o valor das importações de bens de consumo não duráveis correspondeu a 8% da produção interna, o maior desde 1989 (quadro 4, página 32). Uma alternativa para *proxy* de h_t seria o consumo aparente de não duráveis, definido como a soma da produção e da importação de não duráveis.

Figura 25 : Variáveis do modelo estrutural



A sazonalidade na série h_t é uma característica evidente, e pode parecer incorreto relacionar esta variável com o índice de utilidade da renda permanente, como deduzido no modelo. Talvez fosse mais natural utilizar uma tendência de h_t , como a indicada no gráfico, ou uma série sazonalmente ajustada. Entretanto duas razões levaram a manter essa variável no modelo: primeiro, a variável de tendência extraída ou uma série ajustada dependem de considerações *ad hoc* a respeito dos

filtros e métodos utilizados; segundo, q_t também possui sazonalidade, e é possível que esta seja explicada em grande parte pela sazonalidade de h_t .⁷⁴

É interessante notar também a diferença entre as séries p_t , utilizada no modelo *ad hoc*, e p'_t . A elevação nesta última entre 1982 e 1984 é muito menos intensa, e aparentemente predomina um comportamento menos volátil. Mas a queda ocorrida a partir do Plano Real é visível em ambas.

Como foi mostrado no item II.2, o modelo implicava que as séries em (11) co-integravam se o consumo de bens não duráveis, h_t , fosse não estacionário. O primeiro passo consistiu em testar essas hipóteses. O apêndice 4 apresenta os resultados de três testes efetuados: o ADF de Engle-Granger, o de Johansen e o ECM. Concluiu-se que não se pode rejeitar a hipótese de que as séries são não-estacionárias, integradas de ordem 1, e que co-integram. Portanto os dados são consistentes com a hipótese de que um único vetor de cointegração restringe o comportamento de longo prazo no sistema formado por $[q_t, p'_t, h_t]$ e que existe um mecanismo de correção de erros.

Philips e Loretan (1991) e Stock e Watson (1993) propuseram um procedimento paramétrico para a estimação do vetor de cointegração em um sistema em que as variáveis são cointegradas, que foi aplicado nos trabalhos de Clarida (1994, 1996). Essa abordagem trata de dois problemas comumente encontrados na estimação de vetores de cointegração: simultaneidade e autocorrelação nos resíduos. O primeiro problema é resolvido incluindo defasagens e antecipações das diferenças dos regressores; o segundo incluindo valores defasados do desvio estacionário da

⁷⁴ O apêndice 2 apresenta também os fatores sazonais extraídos dessas duas séries, indicando um comportamento bastante similar, o que favorece a hipótese de que a sazonalidade da renda explica a sazonalidade das importações. Além disso, estimações realizadas com as séries sazonalmente ajustadas não trouxeram alterações significativas nos resultados, o que confirma o resultado de Banerjee et al (1993), item 9.3, de que o vetor de cointegração não se altera quando um procedimento de ajuste sazonal diagonal que satisfaz a propriedade de preservação de escala é aplicado, como é o caso dos filtros do método X-11.

relação de cointegração. Philips e Loretan (1991) provaram que as estimações do vetor de cointegração obtidas com essa abordagem são não-viesados e assintoticamente tão eficientes quanto os estimadores de máxima verossimilhança de um sistema completo de três equações. Eles também mostraram que os usuais testes t de significância podem ser utilizados para o teste de hipóteses a respeito dos parâmetros do vetor de cointegração estimado por este método.

Dentro dessa abordagem, foram estimadas formulações do tipo:

$$q_t = \alpha + \beta_1 p'_t + \beta_2 h_t + \sum_{i=1}^k \rho_i (q_{t-i} - \alpha - \beta_1 p'_{t-i} - \beta_2 h_{t-i}) + \sum_{j=\tau}^{j=-\tau} \phi_j \Delta p_{t-j} + \sum_{j=\tau}^{j=-\tau'} \omega_j \Delta h_{t-j} + v_t \quad (29)$$

A formulação (29) é não-linear nos parâmetros, e pode ser estimada através de mínimos quadrados não-linear (NLS)⁷⁵. Phillips e Loretan (1991) mostram que existe uma vantagem prática no uso de estimação NLS, ao invés do método Engle-Granger de dois estágios por mínimos quadrados ordinários (MQO), pois o erro em (29) é uma sequência martingale a diferença e os procedimentos de inferência pode ser utilizados da maneira usual com estatísticas t assintoticamente válidas e testes construídos de maneira usual. Estes resultados não são verdadeiros para a estimação por MQO do vetor co-integrado no primeiro estágio do método de Engle-Granger.

Foram testadas várias combinações para k , τ e τ' em (29), verificando em cada uma delas a existência de autocorrelação nos resíduos e heterocedasticidade. Foi necessário incluir mais de uma defasagem para os termos de correção de erro para eliminar autocorrelação de primeira ordem nos resíduos. Variações defasadas e avançadas de p_t e h_t não se mostraram significativas, nem a sua inclusão alterou

⁷⁵ A estimação não-linear no software E-Views utiliza o algoritmo de Marquardt para encontrar iterativamente os valores dos coeficientes que minimizem a função de perda quadrática. Depois de atingida a convergência essa estimação não linear produz a mesma informação que a de mínimos quadrados ordinários e a interpretação dos resultados estatísticos usuais valem assintoticamente. Uma discussão de mínimos quadrados não-lineares encontra-se em Pyndick e Rubinfeld, 1991, p.231-245.

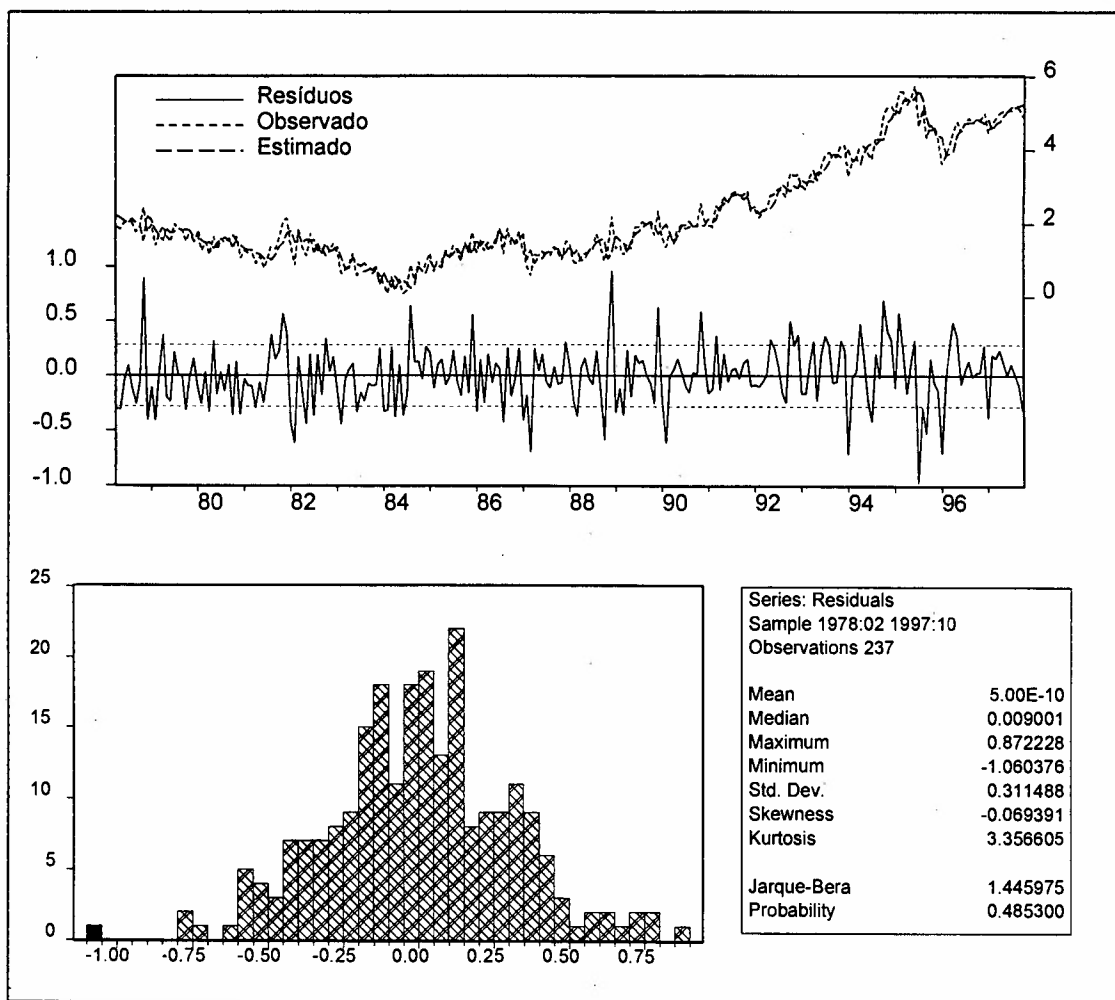
significativamente as estimativas dos outros coeficientes ⁷⁶. O quadro 10 apresenta o modelo final estimado, com $k = 3$ e $\tau = \tau' = 0$.

Quadro 10 : Estimação do modelo estrutural para importações de duráveis

Sample(adjusted): 1978:02 1997:10 Included observations: 237 after adjusting endpoints Convergence achieved after 5 iterations				
$q_t = \alpha + \beta_1 p'_t + \beta_2 h_t + \rho_1 (q_{t-1} - \alpha - \beta_1 p'_{t-1} - \beta_2 h_{t-1}) +$ $+ \rho_2 (q_{t-2} - \alpha - \beta_1 p'_{t-2} - \beta_2 h_{t-2}) + \rho_3 (q_{t-3} - \alpha - \beta_1 p'_{t-3} - \beta_2 h_{t-3}) + v_t$				
	Est.	Std. Error	t-Statistic	Prob.
α	3.851580	3.431248	1.122501	0.2628
β_1	-0.806836	0.147792	-5.459276	0.0000
β_2	0.783947	0.212742	3.684966	0.0003
ρ_1	0.520798	0.065233	7.983693	0.0000
ρ_2	0.300823	0.070240	4.282794	0.0000
ρ_3	0.169318	0.065627	2.580014	0.0105
R-squared	0.961078	Mean dependent var	2.256641	
Adjusted R-squared	0.960228	S.D. dependent var	1.418086	
S.E. of regression	0.282808	Akaike info criterion	-2.500772	
Sum squared resid	18.31553	Schwarz criterion	-2.412442	
Log likelihood	-33.60980	F-statistic	1130.903	
Durbin-Watson stat	2.034558	Prob(F-statistic)	0.000000	
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: (1-6)				
F-statistic	1.7125680	Probability	0.1190730	
Obs*R-squared	10.351370	Probability	0.1106140	
ARCH Test: (1-6)				
F-statistic	0.4882670	Probability	0.8167670	
Obs*R-squared	2.9826160	Probability	0.8110260	
White Heteroskedasticity Test:				
F-statistic	1.5304020	Probability	0.1663540	
Obs*R-squared	32.206690	Probability	0.1739400	

⁷⁶ Modelos estimados com combinações de $k = 1, 2, 3$ e $\tau = \tau' = 1, 2$ levaram a estimativas de β_1 entre -0,74 e -0,87 e de β_2 entre 0,96 e 0,78. Como a função de perda da estimação NLS é quadrática, o mesmo resultado do quadro 10 é obtido se estimado por MQO com termos autorregressivos até ordem 3. O mesmo modelo foi estimado no software *Statistica 5.1*, cuja estimação NLS utiliza o algoritmo de Quasi-Newton com uma função de perda quadrática, e levou a resultados parecidos (o vetor cointegrado estimado foi [1 -0,66 0,81] e os coeficientes de erro foram 0,48, 0,32 e 0,15).

Quadro 11 : Resíduos do modelo estrutural



A convergência nesta estimação foi conseguida rapidamente, em 5 iterações. Todas as variáveis são relevantes a um nível de significância de 5%, com exceção da constante, e o R^2 ajustado é elevado. Os testes de diagnóstico realizados não encontraram deficiências significativas nessa regressão ⁷⁷. O primeiro teste (Breush-Godfrey) não rejeita a hipótese nula de não-autocorrelação nos resíduos de ordem 6. Testes de ordem inferior (não reportados) chegaram ao mesmo resultado. O segundo e o terceiro são testes de heterocedasticidade nos resíduos. O teste ARCH não rejeita a hipótese de inexistência de heterocedasticidade autoregressiva condicional de ordem 6, e testes de ordem inferior chegaram ao mesmo resultado. O

⁷⁷ Todos esses testes seguem uma distribuição F , e a probabilidade indicada ao lado de cada estatística significa a possibilidade de se obter um valor maior ou igual ao obtido sob essa distribuição. Se essa probabilidade for menor ou igual a 0,05 a equação é rejeitada pelo respectivo teste.

teste de White não rejeita a hipótese nula de homocedasticidade incondicional, contra a hipótese de que a variância nos resíduos depende dos regressores e dos quadrados destes. O quadro 11 apresenta os resíduos do modelo e sua distribuição.

A significância dos ρ_i indica a existência de um mecanismo de correção de erros, o que era esperado quando os testes não rejeitaram a hipótese de cointegração entre as variáveis. A estrutura desses coeficientes, que decai de 0,52 na primeira diferença para 0,30 na segunda e 0,17 na terceira, mostra uma persistência tanto das alterações decorrentes de variações do preço e da renda como dos choques, com um impacto significativo, e declinante, em pelo menos três períodos.

As estimativas da elasticidade preço e renda da demanda de importação de duráveis (β_1 e β_2) deste modelo são próximas às encontradas para o modelo *ad hoc* do item III.5, embora a elasticidade renda naquele caso seja de 1,04 ⁷⁸. O vetor de cointegração estimado $[1 \ -0,80 \ 0,78]'$ implica, de acordo com (16), numa estimativa de η , a elasticidade da utilidade marginal dos serviços dos duráveis importados, de 1,25, e numa estimativa de α , a elasticidade da utilidade marginal do consumo de não-duráveis ⁷⁹, de 0,975.

Os resíduos dessa estimação representam, de acordo com o modelo, choques vindos das preferências ou da taxa esperada de perda de capital. O erro significativo em agosto de 1994 representa então um choque, uma vez que a elevação abrupta do *quantum* importado não é explicada por variações (passadas ou presentes) na renda ou no preço relativo. Portanto a causa dessa elevação deve ter vindo de choques nas preferências ou na taxa esperada de perda de capital. No início de 1995 esse choque parece ter sido absorvido, mas um novo (negativo) pode ser observado, com o erro bastante significativo em julho de 1995.

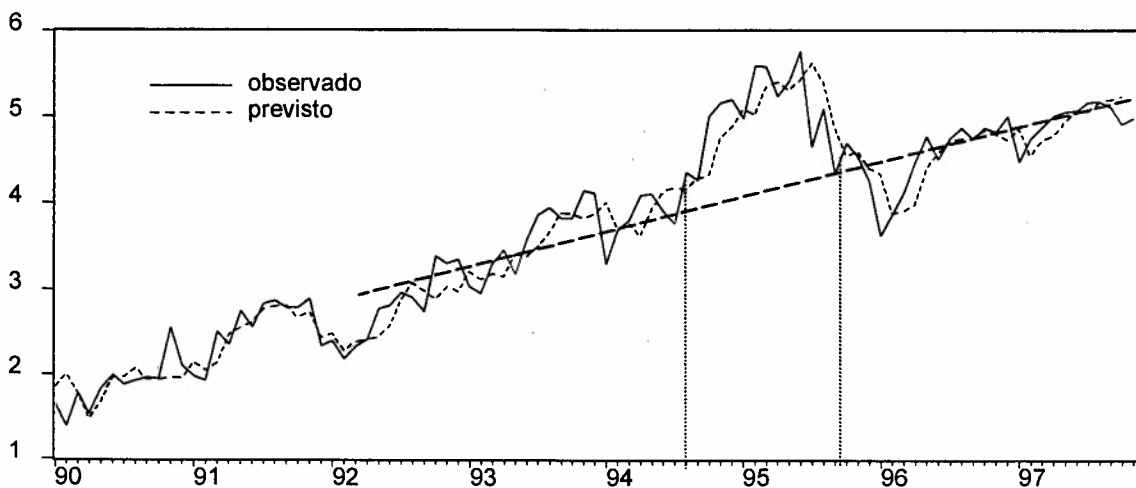
⁷⁸ Entretanto a hipótese de elasticidade unitária neste modelo estrutural não pode ser rejeitada. O teste de Wald aplicado à estimação do quadro 10 não rejeita a hipótese nula de $\beta_1 = 1$, com $F = 1,03$ e probabilidade 0,31.

⁷⁹ Estes valores diferem bastante dos encontrados por Clarida (1996), para a economia norte-americana no período 1972-1992 usando dados trimestrais, onde o vetor estimado foi $[1 \ -1,77 \ 4,12]'$ e as elasticidades da utilidade marginal foram 0,567 e 2,367.

A observação dos resíduos indica que a resposta a esses choques parece seguir um padrão de 'perda de efeito', um resultado que decorre dos coeficientes declinantes dos erros de longo prazo identificados no modelo, e semelhante ao representado pela *dummy* elaborada no item III.4 (figura 21, página 79).

O gráfico abaixo apresenta os valores observados e previstos de acordo com o modelo. A partir de julho de 1996 o valor previsto passa a acompanhar de perto o valor observado, indicando que os choques de 1994-1995 já se extinguiram. A linha tracejada indica uma volta a uma tendência de crescimento que ocorria antes de julho de 1994.

FIGURA 26



A identificação desses choques pode ser comprovada incluindo essa *dummy* no modelo como alteração de intercepto em (29) ou utilizando na estimação a série ajustada do *quantum*, q_t^A (figura 22, página 80). Essas estimações estão resumidas no quadro 12. Em ambos os casos os parâmetros do modelo não se alteraram substancialmente, nem o resultado dos testes.

Quadro 12 : Modelo estrutural com *dummy* (30) e *quantum* ajustado (31)

$q_t = \alpha + \beta_1 p'_t + \beta_2 h_t + \rho_1 (q_{t-1} - \alpha - \beta_1 p'_{t-1} - \beta_2 h_{t-1}) +$ $+ \rho_2 (q_{t-2} - \alpha - \beta_1 p'_{t-2} - \beta_2 h_{t-2}) + \rho_3 (q_{t-3} - \alpha - \beta_1 p'_{t-3} - \beta_2 h_{t-3}) +$ $+ \varphi TC_t + u_t \quad (30)$								
$q_t^A = \alpha + \beta_1 p'_t + \beta_2 h_t + \rho_1 (q_{t-1}^A - \alpha - \beta_1 p'_{t-1} - \beta_2 h_{t-1}) +$ $+ \rho_2 (q_{t-2}^A - \alpha - \beta_1 p'_{t-2} - \beta_2 h_{t-2}) + \rho_3 (q_{t-3}^A - \alpha - \beta_1 p'_{t-3} - \beta_2 h_{t-3}) + z_t \quad (31)$								
	α	β_1	β_2	ρ_1	ρ_2	ρ_3	φ	$R^2 \text{ aj.}$
(30)	2,883	-0,782	0,845	0,486	0,299	0,201	0,426	0,962
(31)	3,135	-0,762	0,867	0,494	0,287	0,214	---	0,964

Aqui cabe uma observação sobre como estes modelos tendem a captar os efeitos do processo de abertura e de redução tarifária, que sem dúvida nenhuma representaram um fator importante na expansão das importações de duráveis. O modelo não incluiu nenhuma variável para tarifas ou abertura comercial, o que implicaria que as alterações nas importações decorrentes dessa variável, e não explicadas pela renda ou pelo preço relativo, apareceriam nos resíduos. Mas uma vez que o modelo inclui termos de correção de erro, as alterações na variável dependente decorrente das tarifas e da abertura aparecem no *quantum* defasado, e logo dentro do processo explicativo do modelo. Logo um crescimento da importação de duráveis decorrente de um processo ‘suave’ de redução tarifária, por exemplo, não tende a ocasionar erros correlacionados na estimação. Alterações abruptas nas tarifas, como as ocorridas em 1994 e 1995, ou outras medidas que impactam fortemente a quantidade importada, tendem a aparecer nos resíduos dos primeiros períodos após a sua ocorrência, com os termos de correção de erro diluindo seu impacto posteriormente. Tais alterações abruptas podem ser associadas a um choque não esperado, não a uma política gradual de redução tarifária, pois esta, como foi dito, se incorpora ao modelo explicativo pelos termos defasados. Dentro das hipóteses do modelo, estas alterações abruptas nas tarifas representam choques (estacionários) nas preferências, o que é uma consideração razoável. Em resumo, o modelo capta o

processo de abertura através dos termos de correção de erro, e só tendem a aparecer nos resíduos as alterações abruptas de tarifas, que podem ser associadas a choques nas preferências ⁸⁰. De fevereiro de 1991 a agosto de 1994 a alíquota do imposto cai de maneira suave, se comparada com a queda verificada em setembro de 1994, após a entrada do Plano Real, e a elevação brusca de março de 1995 ⁸¹. Portanto essas alterações bruscas podem, se relacionar, dentro deste modelo, a choques nas preferências por duráveis importados, como identificado nas estimações.

Outras conseqüências do Plano Real parecem trazer uma explicação para a elevação nas importações a partir de agosto de 1994. A estabilidade econômica e a ampliação do crédito podem ter gerado um choque positivo adicional na preferência pelo consumo dos serviços dos duráveis importados, e a conseqüente elevação nas suas compras. E se o estoque desses bens vinha sendo restringido, ou crescendo de maneira tímida, a ampliação no consumo dos serviços desses bens pode requerer, de início, uma elevação brutal nos estoques e portanto nas compras ⁸². E essas compras tendem a diminuir na medida que o estoque alcança o nível desejado. Além disso um outro choque pode estar presente: a diminuição da incerteza, e das taxas de juros nominais, levam a uma diminuição na taxa esperada de perda de capital com duráveis, e têm um impacto positivo no consumo desses bens ⁸³.

A queda das importações a partir de junho de 1995 vem provavelmente da elevação nas alíquotas de importação de duráveis (como descrito no item I.3, páginas 21 a 23) podendo representar um choque negativo na preferência por esses bens. Já a

⁸⁰ A inexistência de séries mensais para o imposto de importação pago (ou calculado) por categoria de produto, que poderia ser utilizado como *proxy* para a abertura comercial, foi também um motivo importante que levou a não utilizar tal variável.

⁸¹ O gráfico 14, página 24, mostra as alterações da alíquota do imposto de importação nesse período. Além de automóveis o imposto de importação foi elevado para 70% para motocicletas, bicicletas e tratores, e para produtos da linha branca (ventiladores, refrigeradores, freezers, etc.), marrom (televisores e aparelhos de som) e de telefonia (telefones, telefones sem fio, etc.).

⁸² Aqui o caso das importações de automóveis se encaixa perfeitamente: depois de anos de restrição e proibição na importação, a abertura comercial e os citados impactos do Plano Real levam a uma recomposição forte no estoque, para proporcionar um fluxo de serviços bastante superior aos níveis prevalentes até então.

⁸³ Estas alterações são uma explicação para as elevações abruptas não explicadas pelo modelo, mas o efeito preço (decorrente da abertura comercial e da desvalorização nominal do câmbio) foi, nesse período, uma influência positiva na expansão das importações, e pode também ter impacto na preferência por duráveis.

partir de 1996 as importações de duráveis parecem voltar à tendência de crescimento que prevalecia antes da estabilização econômica, o que fortalece a hipótese de não-estacionariedade e efeito permanente dos choques. No gráfico da figura 26 nota-se que antes de voltar a essa tendência de crescimento as importações de duráveis caem abaixo desse nível ⁸⁴. Além do fato de que a variação no imposto de importação ter sido muito maior no choque negativo de 1995 do que no choque positivo de 1994, esta resposta exagerada pode ser decorrência da característica específica do consumo de duráveis: a ampliação dos estoques entre julho de 1994 e janeiro de 1995 garantiu um fluxo de serviços mais elevados, o que permitiu diminuir significativamente as compras de duráveis quando as alíquotas do imposto de importação se elevaram.

III.4 – CONCLUSÕES

A vantagem de se trabalhar com o modelo estrutural, ao invés do modelo *ad hoc*, foi a possibilidade de se testar a existência de uma relação cointegrada entre as variáveis (não-estacionárias) do modelo, e concluir sobre a validade de um mecanismo de correção de erros nessa relação. As elasticidades renda e preço estimadas, e que definem a relação de longo prazo (o vetor de cointegração), estão bastante próximas das obtidas no modelo *ad hoc*, o que de certa forma confirma este último como uma boa aproximação.

O Plano Real foi identificado, nas estimações, como um período de choque, e dentro das hipóteses do modelo está relacionado a um choque estacionário (positivo) nas preferências ou na taxa esperada de perda de capital. O fato de haver um mecanismo de correção de erros implica que este choque teve impacto em mais de um período nas importações.

Por outro lado, o modelo *ad hoc* iluminou outros aspectos da demanda de duráveis importados. As estimações realizadas indicaram que essas importações

⁸⁴ O que é confirmado por um erro na estimação (quadro 11) mais elevado no choque de 1995 do que no de 1994.

possuem características de persistência e inércia cujas consequências são importantes de serem analisadas. A inércia está associada aos padrões de consumo decorrentes da renda permanente, ou seja, as importações de um período estão em grande parte determinadas pelas importações do período anterior. O fato que chamou atenção foi o coeficiente positivo da variável estoque em (27) e o elevado coeficiente da variável dependente defasada em (26'). Tomados em conjunto, estes resultados indicariam que as importações de duráveis tendem a se elevar continuamente, pois não acontece aqui o ajustamento de estoque: todas as outras variáveis constantes, a importação hoje amplia o estoque, que exige mais importações no próximo período. Os dados analisados no capítulo II mostraram que as importações de duráveis ampliaram significativamente a participação no consumo interno desde o início do processo de abertura (1989) e especialmente a partir do Plano Real. Válidas as conclusões acima, existiria uma dificuldade enorme de se reduzir essa participação sem que se afetasse o grau de abertura.

No entanto, isto não significa necessariamente que as importações irão substituir a produção doméstica de duráveis. Esta hipótese de substituição pode ser testada por uma relação de cointegração entre essas variáveis. Se a produção doméstica e as importações de duráveis co-integram, então existe uma relação estável de longo prazo entre elas, e não existe indicação de que haveria essa substituição. Se a hipótese de cointegração não é aceita, então não existe relação estável entre essas variáveis, e pode ser então que a substituição ocorra indefinidamente. Então a relação cointegrada a ser testada é:

$$(yd_t - \alpha q_t) \sim I(0)$$

onde yd é a produção doméstica de bens de consumo duráveis (o logaritmo do índice de produção da indústria de bens de consumo duráveis, YD), q a importação de bens de consumo durável utilizada anteriormente. O procedimento deste teste segue o enfoque de Engle-Granger utilizado no apêndice 4. A hipótese de que a série q é $I(1)$ não pode ser rejeitada, e o mesmo foi concluído em relação à série yd ⁸⁵.

⁸⁵ As estatísticas para o teste de raiz unitária nessas variáveis estão no apêndice 4.

Os resultados, reportados no quadro abaixo, indicaram que a hipótese de cointegração não pode ser rejeitada ⁸⁶, e o estimador de α foi 0,078. Portanto a hipótese de uma relação estável de longo prazo não pode ser rejeitada. O que indica que a longo prazo haveria um ajustamento das importações, e que realmente o comportamento das importações de duráveis deve ser o de ajustamento de estoque.

Quadro 13: Teste de cointegração

$yd_t = \sigma + \alpha q_t + u_t$			
$\Delta u_t = \phi u_{t-1} + \rho_1 u_{t-1} + \dots + \rho_4 u_{t-4} + \varepsilon_t$			
ADF Test Statistic	-5.138961	1% Critical Value*	-2.5744
		5% Critical Value	-1.9410
		10% Critical Value	-1.6164
$\Delta u_t = \phi \Delta u_{t-1} + \mu_t$			
PP Test Statistic	-7.112872	1% Critical Value*	-2.5742
		5% Critical Value	-1.9410
		10% Critical Value	-1.6164
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis			

Por outro lado, os resultados da estimação podem estar associados a um ajustamento ainda incompleto em direção a um nível mais elevado de estoques, dadas a repressão quantitativa às importações e as restrições de crédito do período anterior. Se esta hipótese for verdadeira, então deveremos esperar, no futuro, uma estabilização das importações ainda que em um nível mais elevado. O pequeno número de observações após o Plano Real pode estar levando o modelo *ad hoc* a não captar este processo, entretanto tanto este último teste como os resultados do modelo estrutural indicam que ele ocorre.

⁸⁶ O teste ADF rejeita a hipótese de raiz unitária em u_t a 5% de significância, enquanto que o de Philips-Perron conclui o mesmo a 1%. Desses resultados conclui-se que a hipótese de que as variáveis cointegrem não pode ser rejeitada.

IV – Conclusão

O objetivo desta dissertação foi analisar a evolução das importações de bens de consumo durável, dando atenção às características peculiares do consumo desse tipo de bem e às conseqüências sobre a sua demanda. A principal preocupação foi demonstrar que análises agregadas das importações, como as feitas usualmente, deixam de lado aspectos importantes do problema. A demanda de bens de consumo durável tem especificidades não captadas por essas análises que devem ser tomadas em conta pelas políticas de comércio exterior, principalmente no que diz respeito as medidas de contenção das importações.

Diferentemente dos bens de consumo não-durável, na demanda de duráveis o estoque acumulado do bem desempenha um papel fundamental, ainda que sua interpretação não seja sem ambigüidades. De um lado existem análises que consideram que os consumidores tem um estoque alvo, e assim a demanda de duráveis apresenta um comportamento diferente antes e depois desse estoque-alvo ter sido atingido. Antes da estabilização do Plano Real a ausência de crédito ao consumidor pode ter gerado uma demanda reprimida por duráveis, pois os estoques correntes eram mantidos bastante abaixo do estoque desejado. Assim teríamos em um primeiro momento uma aceleração na demanda de bens duráveis importados e nacionais mas à medida que os estoques vão se acumulando esta demanda deveria se desacelarar.

Uma hipótese concorrente é a de formação de hábito, quando a demanda cresce com o crescimento do estoque. Neste caso na medida que os consumidores se acostumam a manter certa quantidade de estoque do bem toda compra que amplia este estoque gera uma compra futura maior e assim sucessivamente. Dessa forma não haveria uma desaceleração na demanda à medida que o estoque é recomposto, estoques maiores gerariam uma demanda maior, como se o estoque alvo se ampliasse.

Para estimar a demanda de duráveis importados atentando a esse princípio da especificidade, partiu-se primeiramente de uma consideração *ad hoc* à respeito da

influência de variáveis de estoque na demanda desse tipo de bem, uma consideração presente em trabalhos sobre duráveis. A forma reduzida estimada a partir deste modelo mostrou que a hipótese de uma variável de estoque ser relevante na explicação da demanda de importações de duráveis não pode ser rejeitada, e que para o caso brasileiro presencia-se uma situação de formação de hábito: a demanda de duráveis cresce na medida que cresce o estoque, dado outras variáveis (renda e preço) constantes. Neste modelo a elasticidade renda encontrada foi de 1,04 e uma elasticidade preço de -0,68.

Por outro lado, não se observa uma tendência das importações de duráveis deslocarem a produção local, como mostra o teste de co-integração entre estas variáveis. O novo equilíbrio, evidentemente, deverá ocorrer com uma participação mais elevada de importados, mas sem ameaçar o setor de produção doméstico. Desta forma não se justificam medidas protecionistas.

O modelo estrutural partiu do quadro teórico de um agente representativo e maximização intertemporal, que tem na sua função de utilidade bens não duráveis e os serviços provenientes do estoque de duráveis (importados e nacionais). A provável não-estacionariedade nas importações de duráveis, indicado pelo primeiro modelo e não rejeitada pelos testes subsequentes, foi uma das razões que levou a estimar esse novo modelo, além dele proporcionar novas hipóteses a serem testadas, como a da co-integração entre a demanda de duráveis, o índice da utilidade marginal da renda permanente e o preço relativo (entre duráveis importados e não-duráveis nacionais). Do próprio modelo foi indicado como *proxy* para a utilidade marginal da renda permanente o consumo de não-duráveis, sendo esta portanto a variável correta de 'atividade' a ser colocada no lado direito da função de demanda.

A estimação não rejeitou a hipótese de co-integração nem a da existência de um mecanismo de correção de erros. As elasticidades preço e renda estimadas foram de -0,80 e 0,78. No que diz respeito às elasticidades as estimativas dos dois modelos mostraram-se consistentes.

A existência de uma relação co-integrada implica que as importações de duráveis são determinadas por esse vetor de cointegração, e que no curto prazo o ajuste a choques e alterações nas variáveis endógenas ocorre por um mecanismo de correção de erros. De acordo com esse modelo a dinâmica de curto prazo é fruto de choques estocásticos estacionários nas preferências e na taxa real de juros. É provável, entretanto, que essa dinâmica de curto prazo do processo de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo, definido por essa relação de cointegração, seja influenciado por custos de ajustamento e pela agregação de agentes seguindo políticas 'Ss' para a compra de duráveis importados, como discutido no capítulo II. Entretanto, como os desvios da relação de co-integração mostraram-se estacionários, o método econométrico utilizado nesta estimação produziu estimadores não-viesados e assintoticamente eficientes dessa relação de co-integração.

A resposta de curto prazo das importações de duráveis às alterações decorrentes do Plano Real indicaram que a elevação abrupta ocorrida após julho de 1994, além do efeito preço e renda, pode ter sido produto de um choque positivo nas preferências por duráveis e na taxa esperada de perda de capital, gerando um movimento forte de compras (importações) para ampliação nos estoques. Daí que a elevação na importação de duráveis tenha sido muito mais proeminente que a ocorrida na importação de não-duráveis, por exemplo.

Quais seriam então as implicações para a economia brasileira dado que o comportamento das importações de duráveis segue o descrito neste trabalho? As 'baixas' elasticidades renda e preço indicam uma resposta moderada deste fluxo a processos recessivos ou desvalorizações cambiais. Choques não esperados, como elevação de tarifas ou restrições quantitativas, podem ter um efeito significativo no nível do fluxo de compras: uma elevação nas tarifas diminui o crescimento das importações no curto prazo, mas no longo prazo estas tendem a voltar à taxa de crescimento 'normal', definida pelo crescimento da renda, mas a partir de um nível inferior. O efeito dos estoques é aumentar o impacto desses choques no curto prazo, e quando os agentes por fim alteram os estoques necessários as compras diminuem de forma a apenas recompor a depreciação e acompanhar o crescimento da renda. Esta

também é uma implicação importante: uma trajetória de crescimento da renda, e portanto do consumo de não-duráveis, é acompanhada pelas importações de duráveis, de forma que não é possível manter o nível das importações desse item permanentemente baixo durante um período de crescimento econômico, a não ser que se atue recorrentemente através do preço relativo (desvalorizações) ou com medidas protecionistas. E neste caso existe sempre a possibilidade de que, em algum momento de 'relaxamento', um movimento forte de ampliação nas compras ocorra, para recompor estoques.

Uma questão para um trabalho futuro seria trabalhar com mais profundidade as preferências utilizadas no modelo. A função utilidade adotada tratou as elasticidades da utilidade marginal do fluxo de serviços dos duráveis nacionais e importados como idênticas. Uma outra formulação poderia adotar parâmetros diferentes. A função utilidade (11) para este caso seria:

$$u(H_t, sZ_t, sD_t) = \frac{F_t H_t^{1-\alpha}}{1-\alpha} + \frac{B_t (sZ_t)^{1-\eta_1}}{1-\eta_1} + \frac{C_t (sD_t)^{1-\eta_2}}{1-\eta_2} \quad (11')$$

onde η_1 é a utilidade marginal dos serviços do estoque dos duráveis importados e η_2 a utilidade marginal dos serviços do estoque dos duráveis nacionais. Esta mudança não altera a forma reduzida da equação de demanda por duráveis importados obtida e estimada, que continuaria a ser dada por (16), mas agora com η_1 ao invés de η :

$$q_t = \gamma + \frac{\alpha}{\eta_1} h_t - \frac{1}{\eta_1} p_t + u_t \quad (16')$$

Uma forma reduzida para a demanda de duráveis nacionais poderia ser obtida da mesma forma, e assim poderiam ser tratados aspectos a respeito da utilidade marginal dos duráveis importados em relação à dos duráveis nacionais, assim como da substituição entre eles nas preferências.

Além disso, alterar o parâmetro η_1 da função utilidade (11'), por exemplo diminuindo a elasticidade da utilidade marginal dos serviços dos duráveis importados, implica diminuir as elasticidades renda e preço da demanda de duráveis importados, (16') ⁸⁸. Portanto esta seria uma forma de alterar, ao mesmo tempo, os dois parâmetros da demanda de duráveis importados, reduzindo as importações. Por exemplo, a partir dos valores estimados, uma queda de 5% em η_1 diminuiria a elasticidade-preço em 6,25% e a elasticidade-renda em 5,15%, gerando um efeito combinado de queda nas importações de 9%, aproximadamente.

⁸⁸ η_1 é o recíproco da elasticidade marginal da utilidade do serviço dos duráveis importados, de forma que uma elevação nesse parâmetro significa diminuir essa elasticidade, e consequentemente diminuir as elasticidades renda e preço em (16').

APÊNDICE 1 – Modelo para importações de duráveis

O problema de maximização intertemporal do item II.2 pode ser resolvido considerando-se dois períodos, t e $t+1$, tanto da utilidade esperada descontada como da restrição intertemporal ¹. Dessa forma o problema consiste em escolher, a cada período, os valores H_t, Z_t, D_t e A_t tendo em vista a utilidade atual e esperada para o próximo período, restringido pela restrição orçamentária atual e esperada. O lagrangiano associado a esse problema é :

$$L = u(H_t, sZ_t, sD_t) + \beta E_t u(H_{t+1}, sZ_{t+1}, sD_{t+1}) - \lambda_t \left[H_t + P_t Z_t + D_t + A_t - (1+r_{t-1})A_{t-1} - y_t - (1-\delta)P_t Z_{t-1} - (1-\delta)D_{t-1} \right] + \\ - \beta E_t \lambda_{t+1} \left[H_{t+1} + P_{t+1} Z_{t+1} + D_{t+1} + A_{t+1} - (1+r_t)A_t - y_{t+1} - (1-\delta)P_{t+1} Z_t - (1-\delta)D_t \right]$$

onde λ_t e λ_{t+1} são os usuais multiplicadores.

O agente têm suas expectativas a respeito das variáveis no próximo período, $t+1$, por isso o operador E_t aparece aplicado apenas à utilidade futura e à restrição futura. As condições de primeira ordem, derivadas parciais de L , para cada variável de escolha, são:

$$\frac{\partial L}{\partial H_t} = u_{H_t} - \lambda_t = 0 \rightarrow u_{H_t} = \lambda_t \quad (9a)$$

$$\frac{\partial L}{\partial Z_t} = s u_{sZ_t} - \lambda_t P_t + \beta E_t \lambda_{t+1} (1-\delta) P_{t+1} = 0 \rightarrow u_{sZ_t} = [\lambda_t P_t - \beta (1-\delta) E_t \lambda_{t+1} P_{t+1}] s^{-1} \quad (9b)$$

$$\frac{\partial L}{\partial D_t} = s u_{sD_t} - \lambda_t + \beta E_t \lambda_{t+1} (1-\delta) = 0 \rightarrow u_{sD_t} = [\lambda_t - \beta (1-\delta) E_t \lambda_{t+1}] s^{-1} \quad (9c)$$

¹ Exemplos de solução para estes problemas de otimização intertemporal pode ser encontrado, por exemplo, em Obstfeld e Rogoff (1996), p.715-725.

$$\frac{\partial L}{\partial A_t} = -\lambda_t + \beta E_t \lambda_{t+1} (1 + r_t) = 0 \rightarrow \lambda_t = \beta (1 + r_t) E_t \lambda_{t+1} \quad (10)$$

onde u_{H_t} , u_{sZ_t} e u_{sD_t} são as derivadas parciais de $u(H_t, sZ_t, sD_t)$ com respeito a H_t , sZ_t e sD_t respectivamente.

Adotada a função de utilidade log-aditiva :

$$u(H_t, sZ_t, sD_t) = \frac{F_t H_t^{1-\alpha}}{1-\alpha} + \frac{B_t (sZ_t)^{1-\eta}}{1-\eta} + \frac{C_t (sD_t)^{1-\eta}}{1-\eta}$$

da condição de primeira ordem (9b) :

$$u_{sZ_t} = B_t s^{-\eta} Z_t^{-\eta} = [\lambda_t P_t - \beta(1-\delta) E_t \lambda_{t+1} P_{t+1}] s^{-1} \quad (9b1)$$

Isolando Z_t de (9b1) :

$$\begin{aligned} Z_t &= B_t^{\frac{1}{\eta}} s^{\frac{1}{\eta}-1} [\lambda_t P_t - \beta(1-\delta) E_t \lambda_{t+1} P_{t+1}]^{-\frac{1}{\eta}} \\ Z_t &= B_t^{\frac{1}{\eta}} s^{\frac{1}{\eta}-1} \lambda_t^{-\frac{1}{\eta}} P_t^{-\frac{1}{\eta}} \left[1 - \frac{1}{\lambda_t P_t} \beta(1-\delta) E_t \lambda_{t+1} P_{t+1} \right]^{-\frac{1}{\eta}} \\ Z_t &= B_t^{\frac{1}{\eta}} s^{\frac{1}{\eta}-1} \lambda_t^{-\frac{1}{\eta}} P_t^{-\frac{1}{\eta}} \left(1 - \beta(1-\delta) E_t \left(\frac{\lambda_{t+1} P_{t+1}}{\lambda_t P_t} \right) \right)^{-\frac{1}{\eta}} \end{aligned} \quad (12)$$

que é a equação da página 53.

Da mesma forma, para (9c) :

$$u_{sD_t} = C_t s^{-\eta} D_t^{-\eta} = [\lambda_t - \beta(1-\delta)E_t \lambda_{t+1} P_{t+1}] s^{-1}$$

Isolando D_t :

$$D_t = C_t^{\frac{1}{\eta}} s^{\frac{1}{\eta}-1} [\lambda_t - \beta(1-\delta)E_t \lambda_{t+1}]^{-\frac{1}{\eta}}$$

$$D_t = C_t^{\frac{1}{\eta}} s^{\frac{1}{\eta}-1} \lambda_t^{-\frac{1}{\eta}} \left[1 - \frac{1}{\lambda_t} \beta(1-\delta)E_t \lambda_{t+1}\right]^{-\frac{1}{\eta}}$$

$$D_t = C_t^{\frac{1}{\eta}} s^{\frac{1}{\eta}-1} \lambda_t^{-\frac{1}{\eta}} \left(1 - \beta(1-\delta)E_t \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}\right)\right)^{-\frac{1}{\eta}}$$

APÊNDICE 2 - Modelos ARIMA e sazonalidade nas séries de importação

A utilização de dados ajustados para sazonalidade em estimações é uma questão controversa, uma vez que a existência de sazonalidade nas séries econômicas pode trazer problemas para as estimações, e a utilização de séries ajustadas pode implicar na perda de informações. Portugal (1992) trata do problema da existência de raízes unitárias sazonais, indicando que seria desejável a aplicação de um filtro que as eliminasse, antes que fosse aplicado o método de Engle-Granger. Entretanto, nas estimações realizadas em seu trabalho não são utilizados dados ajustados para sazonalidade, uma vez que, segundo ele, “parece que a maior parte do comportamento sazonal das importações é explicada pela sazonalidade na variável renda”(PORTUGAL,1992,p.520). Mas a maioria dos trabalhos econométricos sobre importações têm trabalhado com séries ajustadas, tanto para as importações como a renda interna.

O passo inicial é identificar e estimar um modelo ARIMA para a série, a fim de que este seja utilizado dentro da rotina do X-12-ARIMA para a aplicação dos filtros sazonais. A identificação da classe do modelo ARIMA mais adequado segue a metodologia proposta por Box e Jenkins (1976), como descrito no item III.4.

A seguir são apresentados os resultados obtidos para as importações totais, de bens de consumo não-durável e bens de capital, assim como é apresentado o diagnóstico para o modelo da página 77.

1.Importações totais

O quadro abaixo mostra os resultados obtidos para o modelo e *outliers*. A etapa de identificação obteve um modelo ARIMA([1 2 11] 1 0)(2 0 0), ou seja, como está indicado no quadro⁵², três ARs não sazonais (nos lags 1, 2 e 11), uma diferença não sazonal, e dois AR nas duas primeiras frequências sazonais, 12 e 24. Nenhum parâmetro MA foi significativo, nem nenhuma diferença sazonal foi necessária. Os resíduos desse modelo (não reportados aqui) não mostram nenhuma autocorrelação ou correlação parcial significativa.

Estimação para o quantum das importações totais

Estimation converged in 11 ARMA iterations, 105 function evaluations			
Regression Model			
Variable	Parameter Estimate	Standard Error	t-value
Constant	0.0026	0.00683	0.38
User-defined diasuteis	0.7791	0.11742	6.63
Automatically Identified Outliers			
LS1986.Sep	0.3601	0.08112	4.44
LS1994.Oct	0.3795	0.08101	4.69
AO1997.Jan	-0.4124	0.08634	-4.78
ARIMA Model: ([1 2 11] 1 0)(2 0 0)			
Nonseasonal differences: 1			
Parameter	Estimate	Standard Errors	
Nonseasonal AR			
Lag 1	-0.5501	0.06277	
Lag 2	-0.2826	0.06189	
Lag 11	0.1610	0.06188	
Seasonal AR			
Lag 12	0.3098	0.07251	
Lag 24	0.1444	0.06940	
Variance	0.10278E-01		

⁵² Quando um termo AR ou MA do modelo ARIMA aparece entre colchetes indica parâmetro apenas naquele(s) lag(s). Por exemplo, um ARIMA([2] 1 0)(2 0 0) significa um processo auto-regressivo apenas no lag 2.

O primeiro bloco do quadro 5 mostra o modelo de regressão estimado, com os *outliers* selecionados pelo programa e a variável *diasuteis*.

Os resultados dos *outliers* indicam uma mudança de nível em setembro de 1986, ou seja, que a partir desse mês as importações passaram para um patamar maior. Provavelmente este outlier se deve ao Plano Cruzado, onde se verificou um elevação expressiva no quantum importado de bens de consumo não-durável, e também se identifica com os períodos posteriores de abertura comercial (a partir de 1989). Uma nova mudança de nível aparece em outubro de 1994, provavelmente relacionada ao Plano Real (julho de 1994)⁵³. O AO de janeiro de 1997 deve-se provavelmente às complicações decorrentes da implantação do SISCOMEX, que levaram a Petrobrás a atrasar a inclusão das importações de petróleo naquele mês.

2. Importações de bens de consumo não-durável

Seguindo os mesmos passos da estimação anterior, o modelo mais apropriado para este item foi um ARIMA([1 7] 1 0)(2 0 0), ou seja, um processo auto-regressivo no lag 1 e 7, uma diferença não sazonal, um processo auto-regressivo sazonal de ordem 2 e uma diferença sazonal. Os resíduos desse modelo (não reportados aqui) não mostram autocorrelação ou correlação parcial significativa.

O quadro abaixo mostra os parâmetros estimados para esse modelo assim como os *outliers* encontrados. Nota-se que todos os *outliers* estão compreendidos entre 1983 e 1987. Estes podem estar relacionados à maxidesvalorização de fevereiro de 1983, ao Plano Cruzado (fevereiro de 1986) ou ao Cruzado II (dezembro de 1987). Interessante notar que nenhum outlier foi captado para o período do Plano Real (posterior a julho de 1994).

⁵³ Como essa variável dummy assume valor -1 para os meses posteriores à data indicada, a ocorrência de duas delas implica um patamar até 1986, superior entre 86 e 94 e outro a partir daí.

Estimação para o quantum das importações de bens de consumo não-durável

Estimation converged in 6 ARMA iterations, 84 function evaluations			
Regression Model			
Variable	Parameter Estimate	Standard Error	t-value
Constant	0.0058	0.01789	0.33
User-defined diasuteis	0.8789	0.23234	3.78
Automatically Identified Outliers			
AO1983.Dec	0.9340	0.16575	5.64
AO1984.Aug	0.7172	0.16753	4.28
AO1985.Feb	0.8383	0.16588	5.05
LS1985.Nov	1.0127	0.20383	4.97
LS1986.Aug	1.0271	0.20432	5.03
LS1987.Feb	-0.8405	0.20412	-4.12
ARIMA Model: ([1 7] 1 0) (2 0 0)			
Nonseasonal differences: 1			
Parameter	Estimate	Standard Errors	
Nonseasonal AR			
Lag 1	-0.2599	0.06171	
Lag 7	-0.1402	0.06154	
Seasonal AR			
Lag 12	0.3096	0.06464	
Lag 24	0.1374	0.06519	
Variance	0.50081E-01		

3. Importações de bens de capital

O quadro abaixo apresenta o modelo ARIMA estimado para a série do quantum importado de bens de capital e os *outliers* detectados. O modelo ARIMA(0 1 1)(2 0 0) não tem nenhum AR não sazonal, apenas uma diferença e um MA(1) não sazonal, além de um AR(2) sazonal. Nenhum outlier encontrado está no período do Plano Real, o AO de março de 1986 é um mês após o Plano Cruzado e o de julho de 1987 é um mês após o Plano Bresser. A mudança de nível detectada em março de 1983 (LS1983.mar) ocorre um mês após uma maxidesvalorização de 30%. Os resíduos desse modelo (não reportados aqui) não mostram nenhuma autocorrelação ou correlação parcial significativa, além de um histograma bastante próximo de uma distribuição normal de média zero.

Estimação para o quantum das importações de bens de capital

Estimation converged in 5 ARMA iterations, 59 function evaluations			
Regression Model			
Variable	Parameter Estimate	Standard Error	t-value
Constant	0.0088	0.00556	1.59
User-defined diasuteis	1.2773	0.26256	4.86
Automatically Identified Outliers			
LS1983.Mar	-0.5125	0.12670	-4.05
AO1983.Dec	0.9546	0.18344	5.20
AO1984.Sep	1.0090	0.18490	5.46
AO1986.Mar	0.7047	0.18369	3.84
AO1987.Jul	1.0349	0.18369	5.63
ARIMA Model: (0 1 1) (2 0 0)			
Nonseasonal differences: 1			
Parameter	Estimate	Standard Errors	
Seasonal AR			
Lag 12	0.2516	0.06223	
Lag 24	0.2184	0.06453	
Nonseasonal MA			
Lag 1	0.7679	0.04033	
Variance	0.42143E-01		

4. Importações de bens intermediários

O quadro 15 mostra o modelo ARIMA estimado para a série do quantum importado de bens intermediários e os *outliers* detectados. Nessa série foi detectado apenas um outlier, um AO (negativo) para fevereiro de 1991. Esta queda detectada nas importações de intermediários provavelmente é reflexo da expresssiva depreciação cambial que ocorre entre 1990 e 1991, como foi discutido na parte II desta dissertação. Interessante notar que este outlier só aparece para as importações de

⁵⁴ Testes posteriores com quatro amostras subsequentes da série indicaram presença de sazonalidade em três dos quatro, o que indica que o problema é de identificar um padrão sazonal em todo o período quando a série é tomada como um todo, pois alterações bruscas nas últimas observações tornam os diagnósticos inválidos.

⁵⁵ Este padrão está presente em todos os anos, pois os testes para subgrupos consecutivos da série indicou os mesmos meses para o máximo e o mínimo sazonal.

bens intermediários, embora os preços relativos para os outros componentes das importações (bens de consumo durável, não-durável e bens de capitais) tenha apresentado um comportamento semelhante nesse período.

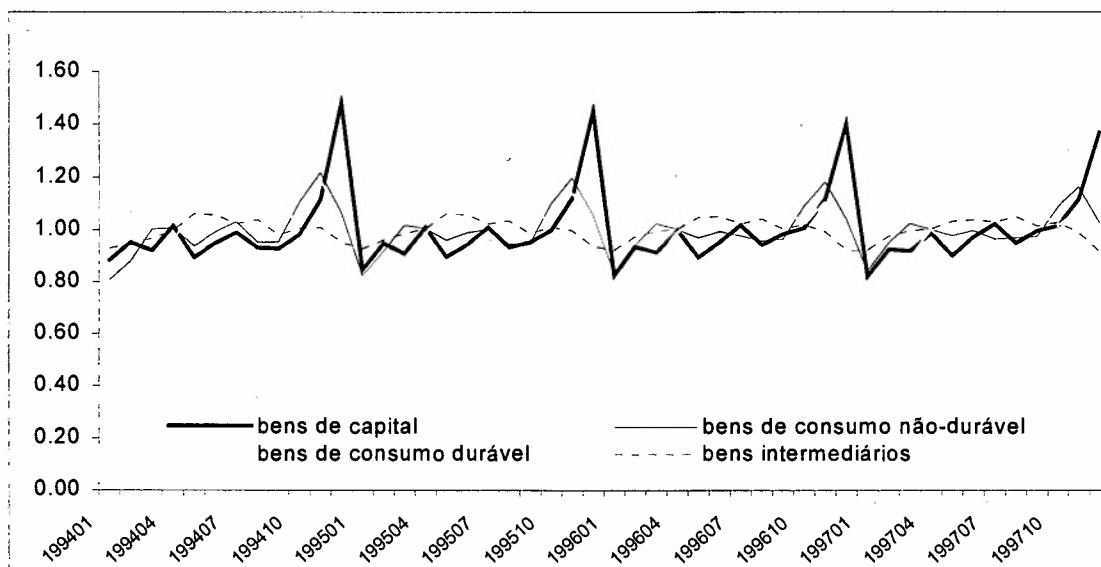
Quadro 15 : Estimação para o *quantum* das importações de bens intermediários

Estimation converged in 8 ARMA iterations, 85 function evaluations			
Regression Model			
Variable	Parameter Estimate	Standard Error	t-value
Constant	0.0060	0.00593	1.01
User-defined diasuteis	0.7086	0.12870	5.51
Automatically Identified Outliers			
AO1991.Feb	-0.3688	0.09023	-4.09
ARIMA Model: ([1 2 6 10] 1 0) (2 0 0)			
Nonseasonal differences: 1			
Parameter	Estimate	Standard Errors	
Nonseasonal AR			
Lag 1	-0.4527	0.06152	
Lag 2	-0.2346	0.06142	
Lag 6	-0.0797	0.05704	
Lag 10	-0.2372	0.05706	
Seasonal AR			
Lag 12	0.1766	0.06626	
Lag 24	0.2191	0.06697	
Variance	0.13398E-01		

5. Resumo dos resultados obtidos

Os testes e diagnósticos fornecidos pelo programa indicaram a presença de sazonalidade nas séries, o que de certa maneira é confirmado pela significância dos parâmetros auto-regressivos sazonais nos modelos ARIMA. O gráfico da figura abaixo apresenta os fatores sazonais obtidos para os três componentes das importações analisados, de 1994 a 1997. Esses fatores sazonais obtidos do X-12-ARIMA referem-se à média da série em cada ano. Por exemplo, um fator de 0,85 em determinado mês significa 15% abaixo da média anual, descontada a tendência.

Fatores sazonais nos componentes das importações – 1994 a 1997



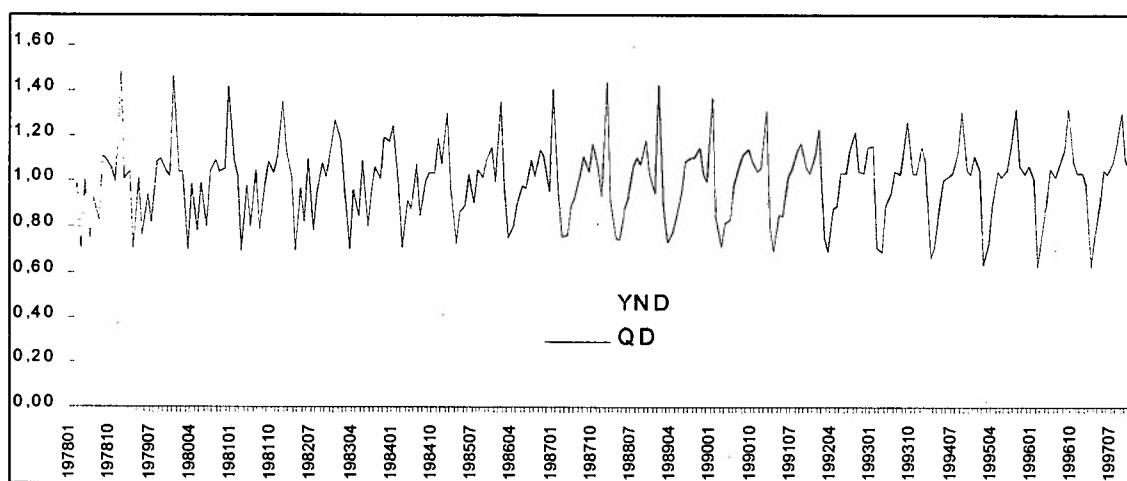
A diferença mais importante se relaciona ao período de elevação sazonal: para os bens de capital e bens de consumo não-durável o final do ano representa uma elevação em relação à média, já para bens de consumo durável a elevação sazonal ocorre no meio do ano, em agosto ou setembro. Nas importações de bens de capital o pico sazonal representa a maior amplitude entre os três componentes⁵⁶. Para os esses três itens da pauta os dois primeiros meses do ano representam a baixa sazonal, e para

⁵⁶ O mês de alta para bens de capital (dezembro) está 37% acima da média do ano, enquanto que para bens de consumo não-durável é de 16% e para de bens de consumo durável (em agosto) é de 26%.

os bens de consumo durável esta baixa é a mais acentuada ⁵⁷. As importações de bens intermediários possuem sazonalidade bastante inferior à dos demais componentes.

As estimações do modelo estrutural no item III.6 não utilizaram as séries sazonalmente ajustadas, pressupondo que a sazonalidade nas importações fosse explicada pela sazonalidade na renda. Esta hipótese pode ser testada empiricamente comparando-se os fatores sazonais extraídos da série das importações de duráveis (QD) e da série do índice de produção da indústria de bens de consumo não-durável (YND), que foi a proxy utilizada para a renda permanente. O gráfico abaixo apresenta os fatores sazonais obtidos para essas séries, onde parece claro que ambos possuem um padrão sazonal comum.

Fatores sazonais



O quadro a seguir apresenta os modelos ARIMA especificados e os *outliers* detectados para cada componente e para as importações totais.

⁵⁷ A baixa sazonal de bens de consumo durável representa 45% da média anual, enquanto que para bens de capital é de 18% e para bens de consumo não-durável é de 16%.

Quadro 17: Resumo das estimações efetuadas

COMPONENTE	ARIMA ESPECIFICADO	OUTLIERS	PARÂMETRO DE DIAS ÚTEIS
<i>Bens de Capital</i>	(0 1 1)(2 0 0)	LS1983.mar AO1983.dez AO1984.set AO1986.mar AO1987.jul	1,277
<i>Bens de Consumo Durável</i>	(3 1 0)(2 0 0)	LS1994.oct LS1995.jul	1,065
<i>Bens de Consumo não-durável</i>	([1,7] 1 0)(2 0 0)	AO1983.dez AO1984.ago AO1985.fev LS1985.nov LS1986.ago LS1987.fev	0,879
<i>Bens Intermediários</i>	([1,2,6,10] 1 0)(2 0 0)	AO1991.fev	0,709
<i>Importações totais</i>	([1,2,11] 1 0)(2 0 0)	LS1986.set LS1994.out AO1997.jan	0,779

Embora a seleção de modelos ARIMA não seja inequívoca, isto é, modelos alternativos podem ser estimados e revelarem-se também boas aproximações, os resultados obtidos em várias estimações levaram aos modelos apresentados acima atendendo a critérios de parcimônia e adequação dos resíduos a uma série white noise. Dessa forma, no que diz respeito ao processo identificado para cada componente, o interessante é notar a presença de um parâmetro de média móvel não-sazonal na série de bens de capital, que possivelmente não ocorre para bens de consumo durável, onde predomina um processo auto-regressivo. A presença de um termo em média móvel para a série de bens de capital indica uma série com persistência, isto é, os choques afetam a série não apenas no período corrente ⁵⁸. Este

⁵⁸ De acordo com as estimações, as importações de bens de capital poderiam ser descritas por um processo

na forma $y_t = y_{t-1} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)\Phi(B^{12})}e_t$, mas para os outros componentes o polinômio MA,

fato não ocorre para os demais componentes, nem consegue ser identificado para as importações totais. O modelo para bens de consumo não-durável e bens intermediários se assemelha ao encontrado para as importações totais, sem a presença de processo de média móvel

Em termos mais gerais esses modelos permitem concluir que as séries das importações são não-estacionárias e devem ser integradas de ordem um, dado que apenas uma diferença não-sazonal foi necessária.

Quanto aos *outliers* detectados, é interessante notar que para os bens de consumo não-durável e bens de capital estes se concentraram entre 1983 e 1987, enquanto que para bens de consumo durável a ocorrência se deu em 1994 e 1995. E o modelo para a série agregada parece incorporar estas alterações, pois identifica um outlier para cada um desses períodos (LS1986.set e LS1994.out). O parâmetro de dias úteis é maior para bens de capital (1,277) e bens de consumo durável (1,065) do que nos bens de consumo não-durável (0,879), sendo que este último se aproxima mais do encontrado para as importações totais.

6. Modelo para as importações de bens de consumo duráveis

Os quadros a seguir trazem os diagnósticos completos do modelo apresentado na página 77. O primeiro apresenta os resultados da estimação, o segundo e terceiro são análises nos resíduos do modelo. O modelo passa pelos critérios de estacionariedade (somatório dos coeficientes AR menor que um) e a matriz de correlação dos parâmetros AR não mostra problema significativo. A análise dos resíduos desse modelo, através das autocorrelações, correlações parciais e histograma, mostra que estes se aproximam razoavelmente de uma série *white noise*.

$\theta(B)$, não ocorre, sendo portanto o processo descrito por $y_t = y_{t-1} + \frac{1}{\phi(B)\Phi(B^{12})}e_t$.

Modelo Estimado

Estimation converged in 9 ARMA iterations, 78 function evaluations

Regression Model

Variable	Parameter Estimate	Standard Error	t-value
TC1994.oct	0.8512	0.22072	3.86
TC1995.jul	-0.8667	0.22072	-3.93

Correlation matrix

Variable	1	2
TC1994.oct	1.00	
TC1995.jul	0.04	1.00

ARIMA Model: (3 1 0) (2 0 0)

Nonseasonal differences: 1

Parameter	Estimate	Standard Errors
Nonseasonal AR		
Lag 1	-0.5833	0.06497
Lag 2	-0.3045	0.07166
Lag 3	-0.1540	0.06375
Seasonal AR		
Lag 12	0.2408	0.06336
Lag 24	0.1659	0.06742
Variance	0.77001E-01	

ARMA Parameter Correlation matrix

Parameter	1	2	3	4	5
Nonseasonal AR					
Lag 1	1.00				
Lag 2	0.30	1.00			
Lag 3	0.22	0.29	1.00		
Seasonal AR					
Lag 12	0.01	0.02	0.00	1.00	
Lag 24	-0.20	-0.09	-0.02	-0.28	1.00

Likelihood Statistics

Effective number of observations (nefobs)	239
Number of parameters estimated (np)	8
Log likelihood	-33.7926
Transformation Adjustment	-544.3411
Adjusted Log likelihood (L)	-578.1337
AIC	1172.2674
F-corrected-AIC	1172.8935
Hannan Quinn	1183.4748
BIC	1200.0791

Resíduos do modelo ARIMA

Sample Autocorrelations of the Residuals

	-1.0	-0.8	-0.6	-0.4	-0.2	0.0	0.2	0.4	0.6	0.8	1.0
1						.		.			-0.006
2						.		.			-0.003
3						.		.			0.012
4						.		.			0.011
5						.		X	.		0.033
6						.		.			-0.009
7						XXX		.			-0.101
8						.	X		.		-0.052
9						.		.			-0.005
10						.	X		.		-0.044
11						.		.			0.002
12	- - - - -					.	X		.	- - - - -	-0.029
13						.		.			0.020
14						.		XX.			0.082
15						.XX		.			-0.070
16						.		.			0.003
17						.	X		.		-0.044
18						.		.			-0.012
19						.	X		.		-0.033
20						.		.			-0.012
21						.	X		.		-0.025
22						.	X		.		-0.040
23						.		XXX			0.104
24	- - - - -					.XX		.	- - - - -		-0.063
25						.		.			0.007
26						.		.			-0.004
27						.		.			0.014
28						.XX		.			-0.071
29						.	X		.		-0.046
30						XXX		.			-0.109
31						.		X	.		0.022
32						.		.			-0.003
33						.		.			-0.014
34						.		X	.		0.038
35						.		.			0.010
36	- - - - -					.		XXX.	- - - - -		0.113

Sample Partial Autocorrelations of the Residuals

	-1.0	-0.8	-0.6	-0.4	-0.2	0.0	0.2	0.4	0.6	0.8	1.0
1						.		.			-0.006
2						.		.			-0.003
3						.		.			0.012
4						.		.			0.011
5						.		X	.		0.034
6						.		.			-0.008
7						XXX		.			-0.101
8						.	X		.		-0.055
9						.		.			-0.007
10						.	X		.		-0.043
11						.		.			0.005
12	- - - - -					.	X		.	- - - - -	-0.021
13						.		X	.		0.023
14						.		XX.			0.074
15						.XX		.			-0.077
16						.		.			-0.004
17						.	X		.		-0.056
18						.		.			-0.020
19						.	X		.		-0.043
20						.		.			-0.007
21						.		.			-0.007
22						.	X		.		-0.045
23						.		XX			0.076
24	- - - - -					.XX		.	- - - - -		-0.067
25						.		.			-0.004
26						.		.			-0.014
27						.		.			-0.006
28						.XX		.			-0.097
29						.	X		.		-0.050
30						XXX		.			-0.106
31						.		X	.		0.035
32						.		.			-0.012
33						.		.			0.017
34						.		X	.		0.035
35						.		X	.		0.020
36	- - - - -					.		XX.	- - - - -		0.092

Resíduos do modelo ARIMA

Histogram of the Standardized and Mean-Centered Residuals

Standard Deviations	Frequency
-3 +#	#####
-2 +#####	#####
-1 +#####	#####
0 +#####	#####
1 +#####	#####
2 +#####	#####
3 +#	#####

APÊNDICE 3 – Modelo de Ajustamento

<p>Sample(adjusted): 1978:02 1997:11 Included observations: 238 after adjusting endpoints</p> $q_t = A_0 + A_1 y_t + A_2 p_t + A_3 q_{t-1} + v_t$				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
const.	-6.506259	1.106431	-5.880402	0.0000
y_t	0.708381	0.175199	4.043302	0.0001
p_t	-0.514272	0.107017	-4.805540	0.0000
q_{t-1}	0.882035	0.022027	40.04365	0.0000
R-squared	0.949738	Mean dependent var	2.266525	
Adjusted R-squared	0.949093	S.D. dependent var	1.420355	
S.E. of regression	0.320467	Akaike info criterion	-2.259286	
Sum squared resid	24.03164	Schwarz criterion	-2.200929	
Log likelihood	-64.85232	F-statistic	1473.862	
Durbin-Watson stat	2.592550	Prob(F-statistic)	0.000000	
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: (1-6)				
F-statistic	7.7132320	Probability	0.0000000	
Obs*R-squared	40.157940	Probability	0.0000000	
ARCH Test: (1-6)				
F-statistic	1.6365150	Probability	0.1380630	
Obs*R-squared	9.7012090	Probability	0.1378120	
White Heteroskedasticity Test:				
F-statistic	1.3878560	Probability	0.1945160	
Obs*R-squared	12.361340	Probability	0.1936970	
Ramsey RESET Test:				
F-statistic	10.007660	Probability	0.0017660	
Log likelihood ratio	10.008970	Probability	0.0015580	

APÊNDICE 4 – Testes de cointegração

A teoria que trata das séries integradas e cointegradas e sua relação com mecanismos de correção de erros já são bastante conhecidas, tendo origem no artigo clássico de Engle e Granger (1987). A utilização desse método de estimação parte da representação de séries integradas de ordem um ¹, onde pode ser estabelecida uma combinação linear de forma que os resíduos formam uma série com grau de integração zero. Assim sendo, dados duas séries $I(1)$ pode ser estabelecido uma relação de forma que $x_t \sim I(1)$ e $y_t \sim I(1)$ mas $z_t = (y_t - ax_t) \sim I(0)$.

Se essa particular combinação linear de séries $I(1)$, z_t , é estacionária, ou seja, $I(0)$ com variância finita, então diz-se que as séries são cointegradas, e o vetor a é chamado vetor de cointegração.

O teste baseado na abordagem de Engle-Granger consiste então em realizar testes de raiz unitária em cada variável, no caso de x_t ser a matriz de k variáveis independentes, e no resíduo obtido da estimação em nível (1). Se a hipótese de raiz unitária não for rejeitada para as variáveis em nível e for rejeitada para a sua primeira diferença, então a hipótese de que a série é $I(1)$ não pode ser descartada. A seguir testam-se os resíduos da estimação em nível, z_t , e se estes forem $I(0)$, estacionários, então a hipótese de cointegração não é rejeitada.

$$y_t = \hat{a}x_t + z_t \quad (1)$$

O quadro abaixo examina a ordem de integração para as variáveis envolvidas no modelo de demanda de importações de duráveis, q_t , p'_t e h_t , e para a variável yd do item III.4, empregando os testes de Dickey-Fuller ampliado (ADF) e de

¹ Engle e Granger (1991) colocam a questão da integração das séries como relacionadas à sua memória em relação a choques passados. Classificando de duas formas as séries econômicas, de curta e longa memória, a primeira se caracterizaria pelo fato da série corrente não guardar memória de um choque antigo, o contrário ocorrendo com uma série de memória longa. Dessa forma uma série integrada de ordem zero, $I(0)$, tem memória curta. Uma série $I(1)$ necessita ser diferenciada uma vez para se tornar $I(0)$, e uma série integrada de ordem d , $I(d)$, necessita ser diferenciada d vezes para se tornar $I(0)$.

Phillips-Perron (PP). As indicações *R* e *NR*, na terceira e quinta colunas ao lado das estatísticas calculadas, representam, respectivamente, rejeição e não rejeição da hipótese nula (presença de raiz unitária) a um nível de significância de 1%. Os sinais * e ** indicam nível de significância de 5 e 10%. Os valores críticos são os de MacKinnon (1991) e o número de lags e a inclusão ou não de tendência e constante seguiu o procedimento recomendado em Banerjee et al (1993). Para o teste ADF o número de lags e a inclusão de constante (C), tendência (T) ou nenhuma dessas alternativas (N) está especificado na segunda coluna, assim como para o teste Phillips-Perron (PP) na quarta coluna da tabela.

Teste de raiz unitária

	ADF				PP		
q	C T	2	-2,23	NR	C T	-1,41	NR
(1-L)q	C T	2	-12,19	R	N	-16,09	R
p	C T	2	-2,46	NR	C T	-2,66	NR
(1-L) p	C T	2	-12,29	R	N	-18,81	R
h	N	4	0,14	NR	C T	0,17	NR
(1-L) h	N	4	-9,87	R	N	-17,9	R
yd	N	4	0,34	NR	C T	0,32	NR
(1-L)yd	N	4	-9,58	R	N	-21,15	R

Da tabela acima conclui-se que a hipótese de que as séries são $I(1)$ não pode ser rejeitada, pois a hipótese de existência de raiz unitária não é rejeitada nas séries em nível mas é rejeitada para a primeira diferença, a um nível de significância de 1%. O passo seguinte foi estimar a equação de cointegração e realizar o mesmo teste de raiz unitária no resíduo dessa regressão. O resultado encontra-se no quadro abaixo.

Teste de Cointegração

$q_t = \gamma + \beta_1 p'_t + \beta_2 h_t + v_t$				
$\Delta v_t = \phi v_{t-1} + \rho_1 v_{t-1} + \dots + \rho_4 v_{t-4} + \varepsilon_t$				
ADF Test Statistic	-2.9023	1%	Critical Value*	-3.4599
		5%	Critical Value	-2.8740
		10%	Critical Value	-2.5734
$\Delta v_t = \phi \Delta v_{t-1} + \mu_t$				
PP Test Statistic	-7.068036	1%	Critical Value*	-3.4594
		5%	Critical Value	-2.8738
		10%	Critical Value	-2.5732
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				

O teste ADF rejeita a hipótese de raiz unitária em v_t a 5% de significância, enquanto que o de Philips-Perron conclui o mesmo a 1%. Desses resultados conclui-se que a hipótese de que as variáveis cointegrem não pode ser rejeitada.

O teste acima está dentro da abordagem de dois estágios de Engle-Granger para a estimação do vetor de cointegração. Entretanto a estimação desse vetor nesta dissertação baseou-se no procedimento paramétrico proposto por Phillips e Loretan (1991), de uma única equação. Um teste mais apropriado à abordagem paramétrica, denominado ECM, foi recentemente proposto por Banerjee, Dolado e Mestre (1998). Este teste examina a existência de um mecanismo de correção de erros proveniente de uma relação cointegrada no quadro de uma única equação, ao invés do teste em dois estágios.

O teste ECM consiste em estimar a regressão (2) por mínimos quadrados ordinários e fazer a inferência sobre o parâmetro β :

$$\Delta y_t = \alpha' \Delta X_t + \beta y_{t-1} + \theta' X_{t-1} + e_t \quad (2)$$

onde y_t é a variável dependente e x_t é a matriz das variáveis dependentes.

A hipótese nula é de não-cointegração ($\beta = 0$)². A hipótese alternativa, de cointegração, é dada por $-2 < \beta < 0$. O resultado desse teste aplicado às variáveis do modelo está apresentado no quadro abaixo. O estimador de β está dentro do intervalo da hipótese alternativa, e a estatística t a ele associado rejeita a hipótese nula a um nível de significância de 1%, para amostras de tamanho 100 e 500, sendo que o número de observações nessa estimação é de 237. Portanto o teste não rejeita a hipótese de cointegração entre as variáveis do modelo.

Teste ECM para cointegração

$$\Delta q_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta p'_t + \alpha_3 \Delta h_t + \beta q_{t-1} + \theta_1 p'_{t-1} + \theta_2 h_{t-1} + e_t$$

	coeficiente	erro padrão	estatística <i>t</i>
$\hat{\beta} :$	-0,201010	0,037216	-5,401166

valores críticos da estatística *t* :

<i>N</i>	1%	5%	10%
100	-4,22	-3,56	-3,22
500	-4,11	-3,50	-3,10

O teste da hipótese de cointegração entre variáveis não estacionárias pode ser realizado também dentro do quadro teórico de modelos de vetores autoregressivos (VAR) estabelecido por Søren Johansen. Em equações com mais de uma variável explicativa existe a hipótese da existência de múltiplos vetores cointegrados, isto é, podem existir mais de um vetor que torne o resíduo z_t de (1) estacionário. O método proposto em Johansen (1998) tem como finalidade estimar e testar a existência de múltiplos vetores cointegrados nesse caso. Resumidamente, se existem N variáveis endógenas, cada uma das quais integrada de ordem 1, pode ser que exista de zero a $N-1$ vetores de cointegração linearmente independentes. Se não existe nenhum vetor de cointegração, a análise padrão de séries de tempo com modelos VAR se aplicam à primeira diferença dos dados. Se existe uma única equação de cointegração, isto é, o teste só identifica um vetor, o VAR necessitará de um termo de correção de erros

² Banerjee, Dolado e Mestre (1998), página 276, tabela 1, fornecem os valores críticos das estatísticas t para esse teste.

envolvendo os níveis das séries, e este termo aparecerá no lado direito de cada uma das equações do sistema. Neste caso não há diferença para com a abordagem de dois estágios de Engle-Granger para a estimação dos coeficientes de longo prazo ³.

O procedimento do teste de Johansen computa estatísticas de verossimilhança para cada equação de cointegração adicionada. O modelo mais restrito, com o menor número de parâmetros, não têm equação de cointegração, é um VAR estrito na primeira diferença. Cada equação de cointegração adiciona o parâmetro associado ao termo que envolve os níveis das séries que necessitam ser colocadas a cada equação. A opção escolhida para o teste admitiu média e tendência linear nas séries mas apenas um intercepto na equação de cointegração ⁴. Como o sistema testado têm três variáveis, testa-se a hipótese de duas, uma ou nenhuma equação de cointegração entre elas. O resultado do teste está no quadro abaixo.

A hipótese de nenhum vetor de cointegração é rejeitada. A hipótese de um único vetor de cointegração não é rejeitada ⁵.

³ Maiores detalhes sobre estimação de equações de cointegração com modelos VAR estão em, por exemplo, Harris (1995) e Johnston e DiNardo (1997). Castro e Cavalcanti (1997) utilizaram essa metodologia para a estimação de demanda de importação e oferta de exportação para a economia brasileira.

⁴ As outras 4 possibilidades permitidas para este teste, com a inclusão ou não de média e tendência, nas séries, e intercepto, na equação de cointegração, levaram ao mesmo resultado.

⁵ Portugal (1992) chegou à mesma conclusão aplicando essa metodologia nas suas formulações de demanda de importações.

Teste de Johansen

Sample: 1978:01 1997:12

Included observations: 233

Test assumption: Linear deterministic trend in the data

Series: q p h

Lags interval: 1 to 4

	Likelihood	5 Percent	1 Percent	Hypothesized
Eigenvalue	Ratio	Critical Value	Critical Value	No. of CE(s)
0.163661	52.10663	29.68	35.65	None **
0.043893	10.46450	15.41	20.04	At most 1
2.68E-05	0.006236	3.76	6.65	At most 2

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level

ANEXO 1

Classificação dos bens importados conforme sua categoria de uso (NBM-SH) Principais categorias

Bens de consumo não-duráveis

- 110 Produtos alimentícios
 - 111 Primários
 - 113 Elaborados
- 123 Bebidas
- 143 Produtos de perfumaria e de toucador
- 153 Vestuário e outras confecções têxteis (roupas, calçados, etc..)
- 160 Produtos farmacêuticos

Bens de consumo duráveis

- 213 Utensílios domésticos
- 233 Móveis e outros equipamentos para casa
- 243 Máquinas e aparelhos de uso doméstico (eletrodomésticos, aparelhos de som, televisores, etc...)
- 253 Veículos de transporte particular (automóveis, motocicletas, bicicletas, etc...)
- 260 Instrumentos musicais
- 270 Partes e peças para bens de consumo duráveis
- 293 Armas e equipamentos para uso militar

Bens intermediários

- 400 Matérias primas e produtos intermediários para agricultura
 - 500 Matérias primas e produtos intermediários para indústria
 - 510 Produtos alimentícios (primários, semi-elaborados, elaborados e refugos)
 - 520 Produtos agropecuários não-alimentícios (primários, semi-elaborados, elaborados e refugos)
 - 530 Produtos minerais (primários, semi-elaborados, elaborados e refugos)
 - 540 Produtos intermediários – partes e peças
 - 550 Produtos químicos e farmacêuticos (semi-elaborados e elaborados)
 - 600 Materiais de construção (matérias primas para construção, matérias primas naturais, semi-elaborados, elaborados)
-

Bens de capital

- 700 Bens de capital para a agricultura
 - 713 Máquinas e ferramentas
 - 733 Material de transporte e tração
 - 740 Partes e peças para bens de capital para agricultura
 - 800 Bens de capital para indústria
 - 813 Máquinas e aparelhos de escritório
 - 823 Ferramentas
 - 833 Acessório de maquinaria industrial
 - 843 Maquinaria industrial
 - 853 Outros equipamentos fixos
 - 860 Partes e peças para bens de capital para indústria
 - 900 Equipamentos de transporte
 - 913 Acessórios de equipamentos de transporte
 - 923 Equipamento móvel de transporte
 - 933 Equipamento fixo de transporte
 - 940 Partes e peças para equipamento de transporte
-

Fonte: Comércio Exterior do Brasil – Importação
Ministério da Fazenda – Secretaria da Receita Federal
Brasília – DF
(1996)

ANEXO 2 – FONTES DOS DADOS UTILIZADOS

As estimações foram realizadas com séries mensais para o período de janeiro de 1978 a dezembro de 1997.

Os dados sobre as importações foram obtidos da FUNCEX ¹. As séries utilizadas foram as do índice de *quantum* (QD) e preço (PID) para as importações de bens de consumo durável ².

A taxa de câmbio nominal (CN) é a taxa R\$/US\$ de compra média do mês, e foi obtida em vários números do *Boletim do Banco Central*.

Os índices de preço para os bens de consumo duráveis (IPAD) e não duráveis (IPAND) são os índices no atacado (disponibilidade interna) para esses itens, obtidos de vários números da *Conjuntura Econômica*.

O índice de produção real da indústria de transformação (YT), da indústria de bens de consumo não durável (YND) e da indústria de bens de consumo durável (YD) foram obtidos em vários números do *Boletim do Banco Central*.

¹ A metodologia utilizada para o cálculo desses índices de preço e *quantum*, e os respectivos dados, encontram-se em Markwald, et al (1998).

² Uma descrição dos bens que compõe esse item encontra-se no anexo I. Na categoria de consumo durável se destacam os veículos para uso particular (automóveis e motocicletas), aparelhos de uso doméstico (eletrodomésticos) e móveis para casa.

BIBLIOGRAFIA

AMADEO, E.J., CAMARGO, J.M. *Liberalização comercial, distribuição e emprego*. São Paulo: IPEA-USP, Textos para Discussão, n. 247, 1992.

AMANO, R.A., WIRJANTO, T.S. *The dynamic behavior of canadian imports and the linear-quadratic model*. Canadá: Bank of Canada, Working Paper 94-6, 1994.

ARESTIS, P., DRIVER, C. The effects of income distribution on consumer imports. *Journal of Macroeconomics*, v.19, n.1, p.83-94, 1987.

ATTANASIO, O. P. *Consumer durables and inertial behavior: estimation and aggregation of (S,s) rules*. EUA: National Bureau of Economic Research, Working Paper 5282, 1995.

BANERJEE, A., DOLADO, J., GALBRAITH, J.W., HENDRY, D.F. *Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. EUA: Oxford University Press, 1993.

BANERJEE, A., DOLADO, J., MESTRE, R. Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *Journal of Time Series Analysis*, v.19, n.3, p.267-283, 1998.

BAR-ILAN, A., BLIDER, A. Consumer Durables: evidence on the optimality of usually doing nothing. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v.24, n.2, p. 258-272, 1992.

BEN-DAVID, D., PAPELL, D. *International Trade and Structural Change*. EUA: National Bureau of Economic Research, Working Paper 6096, 1997.

BERNANKE, B. Adjustment costs, durables, and aggregate consumption. *Journal of Monetary Economics*, EUA, v.15, p. 41-68, 1985.

BOX, G. E. P., JENKINS, G. M. *Time Series Analysis, forecasting and control*. EUA: Holden-Day, 1976.

BOX, G. E. P., JENKINS, G. M., REINSEL, G. C. *Time Series Analysis, forecasting and control*. EUA: Prentice Hall, 3ª edição, 1994.

BURDA, M. C., GERLACH, S. Intertemporal Prices and the U.S. Trade Balance. *American Economic Review*, EUA, v. 82, n. 5, p. 1234-1253, 1992.

CAMPOS, M. B. Análise da evolução recente dos bancos/financeiras. *Boletim do Banco Central do Brasil*, Separata, p. 225-234, fevereiro, 1998.

CARROL, C. D., DUNN, W. E. *Unemployment Expectations, Jumping (S,s) triggers, and Household Balance Sheets*. EUA: National Bureau of Economic Research, Working Paper 6081, 1997.

CARVALHO, J. H. D. Estimativa do Produto Interno Bruto: dados mensais em reais e em dólares. *Boletim do Banco Central do Brasil*, Separata, p. 65-84, fevereiro, 1998.

CASTRO, A. S., CAVALCANTI, M. A. F. H. *Estimação de Equações de Exportação e Importação para o Brasil - 1955/95*. Rio de Janeiro: BNDES, Texto para discussão 469, março, 1997.

CLARIDA, R. C. Consumption, import prices, and the demand for imports: a structural econometric investigation. *The American Economic Review*, EUA, v.84, p.298-308, março, 1994.

CLARIDA, R. C. Consumption, import prices, and the demand for imported consumer durables: a structural econometric investigation. *The Review of Economics and Statistics*, EUA, v.78, n.3, p.369-374, agosto, 1996.

CORREA, P. G. *Abertura comercial e reestruturação industrial no Brasil: deve o Estado intervir?* Rio de Janeiro: BNDES, Texto para Discussão 45, 1996.

DEATON, A. The analysis of consumer demand in the UK, 1900-1970. *Econometrica*, v.42, n.2, p.341-367, março, 1974.

DEATON, A., MUELLBAUER, J. *Economics and consumer behavior*. Reino Unido: Cambridge University Press, 1980.

DIB, M. de F. S. P. *Importações Brasileiras: políticas de controle e determinantes da demanda*. Rio de Janeiro: BNDES, 1985.

DIEWERT, W. E., MORRISON, C. J. Export supply and import demand functions: a production theory approach. In: FEENSTRA, R. C. (edit.) *Empirical methods for international trade*. EUA: MIT Press, 1989, cap.8, p.207-229.

ENGLE, R.F. e GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, n.55, p.251-276, 1987.

ENGLE, R.F. e GRANGER, C.W.J. (Org.) *Long-run economic relationships*. EUA: Oxford University Press, 1991.

FINDLEY, D.F, MONSELL, B.C., BELL, W.R., OTTO, M.C., CHEN, B. **New capabilities and methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program**. 1997. Endereço eletrônico: <ftp://ftp.census.gov/pub/ts/x12a>.

GREENAWAY, D. e WINTER, L. A (edit.). *Surveys in international trade*. EUA: Blackwell, 1994..

HARRIS, R. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. EUA: Printice Hall/Harvester Wheatsheaf, 1995.

HARVEY, A. C. *Time Series Models*. EUA: The MIT Press, 1993.

INTRILIGATOR, M. D., BODKIN, R. G., HSIAO, C. *Econometric Models, Techniques, and Applications*. EUA: Prentice Hall, 1996.

KRUGMAN, P. e OBSTFELD, M. *International economics, theory and policy*. EUA: Scott, Foresman and Company, 1988.

KUME, H. *A política de importação no Plano Real e a estrutura de proteção efetiva*. Rio de Janeiro: IPEA, Textos para Discussão 426, 1996.

LAWRENCE, D. An agregator model of Canadian export supply and import demand responsiveness. *Canadian Journal of Economics*, Canadá, v.12, n.3, p.503-521, agosto, 1989.

MAKRIDAKIS, S. et al. *Forecasting: Methods and Applications*. EUA: John Wiley, 1983.

MANKIW, N. G. Consumer durables and the real interest rate. *The Review of Economics and Statistics*, v.67, n.3, p.353-362, 1985.

MANKIW, N. G. Hall's consumption hypothesis and durable goods. *Journal of Monetary Economics*, v.10, p 417-425, 1982.

MARKWALD, R. A., PINHEIRO, A. C., FALCÃO, C., POUCHET, H. *Índices de preço e quantum do comércio exterior*. Rio de Janeiro: FUNCEX, 1998.

MILLS, T.C. *Time series techniques for economists*. Grã-Bretanha: Cambridge University Press, 1990.

MIRON, J. Seasonal fluctuations and the life-cycle permanent income model of consumption. *Journal of Political Economy*, v.94, n.6, p.1258-79, dezembro, 1986.

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/Departamento Econômico, 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.

MURRAY, T., GINMAN, P. J. An empirical examination of the traditional aggregate import demand model. *The Review of Economics and Statistics*, 58, p. 75-80, fevereiro, 1976.

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

NONNENBERG, M. *Impacto dos financiamentos sobre o crescimento das importações brasileiras : 1992/95*. Rio de Janeiro: IPEA, Textos para Discussão 432, 1996.

OBSTFELD, M., ROGOFF, K. *Foundations of International Macroeconomics*. EUA: MIT Press, 1996.

OGAKI, M. Engel's law and cointegration. *Journal of Political Economy*, v.100, n.5, p.1027-46, outubro, 1992.

PAPAGEORGIOU, D., CHOKSI, A., MICHAELY, M. *Liberalizing foreign trade in developing countries: the lessons of experience*. EUA: The World Bank, 1990.

PASTORE, A.C., BARROS, J.R.M. de, KADOTA, D. *A teoria da paridade do poder de compra, mini-desvalorizações e o equilíbrio da balança comercial*. São Paulo: Universidade de São Paulo, USP/FEA/IPE, 1976.

PHILLIPS, P. C. B., LORETAN, M. Estimating long-run economic equilibria. *Review of Economic Studies*, v.58, n.195, p. 407-436, maio, 1991.

PINHEIRO, A. C. *Uma Análise Desagregada do Comércio Exterior Brasileiro no Período 1974/92*. Rio de Janeiro: BNDES, Texto para discussão 306, junho, 1993.

PORTUGAL, M. S. Um modelo de correção de erros para a demanda por importações brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.22, n.3, p.501-540, dezembro, 1992.

SADKA, J. C., YI, K. Consumer durables, permanent terms of trade shocks, and the recent US trade deficits. *Journal of International Money and Finance*, v. 15, n. 5, p. 797-811.

SOUZA, F. E. P., TRICHES, D. *O novo regime cambial brasileiro e suas consequências para a política econômica*. Rio de Janeiro: BNDES, Texto para discussão 18, 1993.

STOCK, J. H., WATSON, M. W. Testing for common trends. *Journal of the American Statistical Association*, v. 83, 1988.

TULHA, J. F. *A liberalização do comércio exterior brasileiro, uma avaliação das mudanças na política de importações no período 1987-1993*. São Paulo: FEA-USP, 1995. (Dissertação, Mestrado, Economia).

VANDAELE, W. *Applied time series and Box-Jenkins Models*. EUA: Academic Press, 1983.

ZINI JUNIOR, A.A. *Import and export functions for Brazil*. São Paulo: Universidade de São Paulo, FEA/IPE, 1988.

ZINI JUNIOR, A.A. *Política cambial e liberalização do comércio*. São Paulo: Universidade de São Paulo, FEA/IPE, 1988.