

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 545

**AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS
NO PERÍODO 1977/96: DESEMPENHO
E DETERMINANTES***

Marco Antônio F. H. Cavalcanti**
Fernando José Ribeiro**

Rio de Janeiro, fevereiro de 1998

* Os autores agradecem os comentários e sugestões de Eustáquio J. Reis, Honório Kume e Beatriz C. Muriel Hernandez a uma versão preliminar do trabalho, eximindo-os de responsabilidade pelos erros e omissões porventura remanescentes.

** Da Diretoria de Pesquisa do IPEA.



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

Presidente

Fernando Rezende

Diretoria

Claudio Monteiro Considera

Luís Fernando Tironi

Gustavo Maia Gomes

Mariano de Matos Macedo

Luiz Antonio de Souza Cordeiro

Murilo Lôbo

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

ISSN 1415-4765

SERVIÇO EDITORIAL

Rio de Janeiro – RJ

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

Telefax: (021) 220-5533

E-mail: editrj@ipea.gov.br

Brasília – DF

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

Telefax: (061) 315-5314

E-mail: editbsb@ipea.gov.br

© IPEA, 1998

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

SUMÁRIO

RESUMO

ABSTRACT

1 - INTRODUÇÃO	1
2 - AS EXPORTAÇÕES E O AJUSTE MACROECONÔMICO	1
3 - DESEMPENHO HISTÓRICO DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS.....	5
3.1 - As Exportações no Período 1977/96	6
3.2 - As Exportações nos Anos 90	13
4 - DETERMINANTES DAS EXPORTAÇÕES.....	17
5 - ANÁLISE ECONOMETRICA.....	19
5.1 - Metodologia	19
5.2 - Quantum de Manufaturados	22
5.3 - Quantum de Semimanufaturados	26
5.4 - Quantum de Básicos.....	27
5.5 - Quantum Total	28
5.6 - Discussão dos Resultados.....	29
6 - CONCLUSÃO	32
ANEXO.....	34
BIBLIOGRAFIA	43

RESUMO

Este trabalho analisa a evolução das exportações brasileiras no período 1977/96, com especial atenção aos acontecimentos dos anos 90, a partir de séries de valor FOB, preço e **quantum** exportados. Constatase uma clara piora do desempenho exportador — especialmente em termos de **quantum** — a partir de meados dos anos 80, e de forma ainda mais evidente nos anos 90. A estimação de equações para as exportações de básicos, semimanufaturados e manufaturados, a partir de dados mensais, indica a importância das variáveis de preço relativo enquanto determinantes fundamentais das exportações brasileiras e, no caso dos produtos industriais, sugere a existência de uma tendência exógena de crescimento bastante forte, a qual não pode ser identificada explicitamente, mas que provavelmente relaciona-se à expansão da capacidade produtiva doméstica ou da demanda mundial.

ABSTRACT

This paper analyzes the evolution of Brazilian exports in the period 1977/96, focusing on developments in the 90's, based on series of FOB export values, prices and **quantum**. The data clearly show a worsening of export performance -- especially in terms of **quantum** -- since the mid-80's and especially in the 90's. The estimation of export equations for primary, semimanufactured and manufactured products, based on monthly data, indicates the importance of relative prices as fundamental determinants of Brazilian exports and in the case of industrial exports suggests the existence of a strong exogenous positive trend, which may not be explicitly identified but is probably related to the increase of domestic productive capacity or world demand.

1 - INTRODUÇÃO

Atualmente, um dos principais debates de política econômica refere-se ao desempenho das contas externas do país, especialmente da balança comercial, que passou de megasuperávits até 1994 para déficits que beiram US\$ 10 bilhões ao ano. Embora a discussão refira-se, em grande parte, ao crescimento extraordinariamente elevado das importações, como consequência dos processos de liberalização comercial e estabilização macroeconômica, é certo que as exportações desempenham papel fundamental na questão. No novo contexto de abertura, revestem-se de especial importância, por serem não apenas um elemento de ajuste das contas externas, mas também de manutenção dos níveis de crescimento e emprego.

Este trabalho tem dois objetivos. Primeiro, analisar o desempenho das exportações brasileiras no período 1977/96, com especial atenção aos acontecimentos dos anos 90, procurando identificar padrões da trajetória das exportações. E segundo, estimar equações de exportação para o período analisado a fim de identificar os principais determinantes do desempenho exportador. A partir dos resultados dessa análise, são elaboradas algumas conclusões e observações acerca do comportamento das exportações no Brasil, com especial atenção na perda de dinamismo observada nos anos 90 e suas implicações para as perspectivas de equilíbrio externo.

O trabalho está organizado em cinco seções, além desta introdução. A Seção 2 discute a importância das exportações como elemento de ajuste das contas externas e, como consequência, de manutenção do equilíbrio macroeconômico; a Seção 3 descreve o desempenho histórico das exportações brasileiras tanto em valores FOB quanto em índices de preço e **quantum**, focalizando o período 1977/96; a Seção 4 discute as variáveis normalmente consideradas nos estudos empíricos sobre os determinantes das exportações; a Seção 5 descreve, em linhas gerais, os procedimentos econométricos e apresenta os resultados das estimações realizadas; e a Seção 6 apresenta as considerações finais do trabalho.

2 - AS EXPORTAÇÕES E O AJUSTE MACROECONÔMICO

As transformações da economia brasileira na década de 90 significaram, em vários sentidos, uma ruptura com o padrão de desenvolvimento prevalecente até a década passada. Este padrão de desenvolvimento esteve sustentado em dois pilares básicos. O primeiro foi a atuação do governo como principal agente do crescimento, atuando como investidor em alguns setores, ou concedendo incentivos ao investimento privado (inclusive estrangeiro) em outros, de forma a orientar a expansão da economia na direção desejada; e o segundo foi o fechamento da economia à concorrência dos produtos externos, por meio de elevadas tarifas de importação, barreiras não-tarifárias diversas e grandes restrições de acesso ao câmbio (devido à histórica questão da “escassez de reservas”).

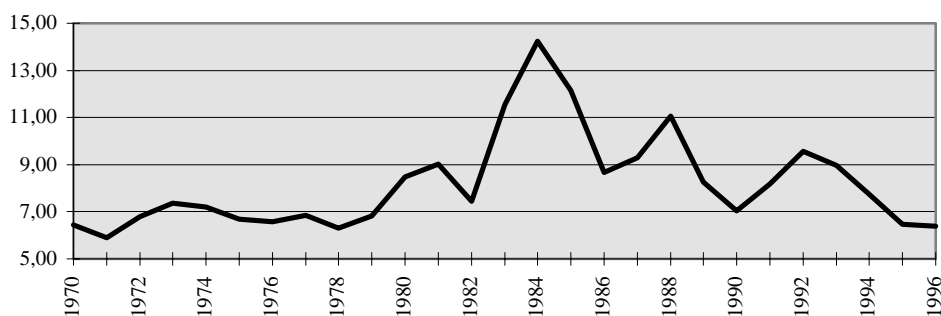
Este modelo tinha um reconhecido viés pró-mercado interno, de modo que, assim como se evitava a concorrência dos produtos importados para garantir a sobrevivência das empresas domésticas, também não se tinha muito interesse em explorar o mercado externo como fonte de crescimento, buscando um padrão visivelmente autárquico.

As primeiras iniciativas de estímulo às exportações surgiram nos anos 60, no âmbito de um conjunto de reformas estruturais que visava ao ajuste interno e externo da economia. Embora o viés antiexportação tenha se reduzido de forma significativa no período, não houve uma real mudança de regime com relação ao comércio exterior, de modo que as exportações eram estimuladas por incentivos fiscais, e não por medidas que visassem a reais ganhos de produtividade e eficiência que aproximassem os padrões produtivos domésticos e internacionais, e produzissem uma estratégia explícita de crescimento orientado para exportações. De qualquer modo, essas medidas foram bem-sucedidas no sentido de gerar um crescimento elevado das exportações por vários anos, como veremos adiante.

Um segundo ciclo importante de expansão das exportações não surgiu exatamente de uma opção de política econômica. A geração de megasuperávits comerciais nos anos 80 refletiu a necessidade de ajuste do balanço de pagamentos após a interrupção dos fluxos de financiamento externo por conta da crise da dívida externa. A conjugação de maxidesvalorização do câmbio com recessão teve ótimos resultados a curto prazo, mas não se sustentou no tempo, e não significou uma efetiva alteração da trajetória de longo prazo das exportações. Isso se evidencia pelo fato de o coeficiente de exportações ter voltado a se reduzir, após o salto registrado em 1983/84. O Gráfico 2.1, a seguir, mostra a evolução do coeficiente exportações/PIB desde 1970, observando-se que, após atingir um pico de 14,2% em 1984, ele retornou em 1996 aos níveis observados nos anos 70.

Gráfico 2.1

Exportações como Proporção do PIB — 1970/96
(PIB em US\$ calculado pelo câmbio médio)



Em consonância com o movimento mundial de liberalização, abertura de mercados e redução do papel do Estado na economia, foram implementadas no país diversas medidas nesse sentido a partir de 1990, dentre elas provavelmente a que produziu as maiores mudanças foi a liberalização comercial. A abertura do mercado brasileiro à concorrência dos importados refletia a intenção de estimular o aumento da eficiência produtiva das firmas nacionais, não através de incentivos ou subsídios oficiais, mas através da necessidade de sobrevivência no mercado. Sinalizava-se uma etapa na qual o país teria uma relação fundamentalmente diferente com o mercado internacional, através de uma maior integração tanto no comércio de bens e serviços quanto nos movimentos de capitais.

Naturalmente, uma estratégia de integração à economia mundial implica que as empresas brasileiras devem também alterar suas estratégias de produção, a fim de incorporar o mercado externo como um elemento importante da sua demanda potencial. Nesse sentido, as exportações tornam-se novamente uma variável fundamental na estratégia de ajuste da economia.

De fato, em uma economia aberta em termos de fluxos comerciais e de capitais a dinamização das exportações tem um papel crucial, por dois motivos básicos. Em primeiro lugar, o ritmo de crescimento das exportações deve ser tal que compense — pelo menos parcialmente — o rápido crescimento das importações resultante da liberalização comercial, evitando um crescimento explosivo dos déficits comerciais a curto e a médio prazo. O país possuía no início da década um coeficiente de importações muito baixo, e para que a abertura comercial produza os efeitos desejados é necessário que este aumente, de forma que as importações passem a ser um elemento realmente importante para estabelecer padrões de eficiência para a produção doméstica. É exatamente isso que vem ocorrendo nos últimos tempos, de modo que o coeficiente de importações da economia vem crescendo — embora ainda seja baixo para padrões internacionais, estando hoje em níveis similares aos do início dos anos 80 (próximo de 7% do PIB).

Em segundo lugar, as exportações devem garantir a sustentabilidade da trajetória de endividamento externo associada à absorção de poupança externa — necessária para países em desenvolvimento, como forma de financiar os investimentos nacionais, dada a baixa taxa de poupança interna e a dificuldade de elevá-la aos níveis desejados a curto ou mesmo a médio prazo. Em uma conjuntura de elevada liquidez internacional, como a atual, torna-se possível para um país em processo de desenvolvimento o financiamento de déficits em conta corrente através da atração de capitais externos, mas a contrapartida de elevação do passivo externo (seja estoque de investimentos ou dívida externa) exige a geração de recursos para fazer frente, no longo prazo, ao serviço deste passivo — pagamentos de juros e remessas de lucros e dividendos — e garantir a solvência externa do país. As exportações surgem novamente como fonte primordial de divisas para garantir a sustentabilidade da trajetória corrente de endividamento externo.

A Tabela 2.1, a seguir, mostra o comportamento das principais contas do balanço de pagamentos desde o final dos anos 80, observando-se uma mudança importante

na evolução dos diversos componentes no início dos anos 90. As transformações foram observadas primeiro na conta capital, que saiu de déficits até 1991 para elevados superávits a partir do ano seguinte, permitindo um rápido acúmulo de reservas.¹ A partir de 1994, com a implementação do Plano Real e a conseqüente mudança de regime de política econômica, registraram-se profundas alterações na balança de transações correntes, em especial na balança comercial, que se tornou altamente deficitária já em 1995.

Tabela 2.1
Balanço de Pagamentos Brasileiro — 1987/96
(US\$ Bilhões)

Discriminação	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Balança Comercial	11,2	19,2	16,1	10,8	10,6	15,2	13,3	10,5	-3,4	-5,5
Exportações	26,2	33,8	34,4	31,4	31,6	35,8	38,6	43,5	46,5	47,7
Importações	15,1	14,6	18,3	20,7	21,0	20,6	25,3	33,1	49,9	53,3
Serviços	-12,7	-15,1	-15,3	-15,4	-13,5	-11,3	-15,6	-14,7	-18,6	-21,7
Transferências Unilaterais	0,1	0,1	0,2	0,8	1,6	2,2	1,7	2,6	4,0	2,9
Transações Correntes	-1,4	4,2	1,0	-3,8	-1,4	6,1	-0,6	-1,7	-18,0	-24,3
Capital	-0,7	3,6	-3,6	-4,7	-4,1	25,3	10,1	13,9	30,9	33,0
Var. de Reservas (=aumento)	-1,0	-1,2	-0,9	-0,5	0,4	-14,7	-8,7	-7,2	-12,9	-8,7

Fonte: Banco Central do Brasil.

Esta mudança no perfil das contas externas reflete exatamente a mudança da relação da economia brasileira com o setor externo, com elevação rápida das importações e do déficit da balança de serviços sem uma correspondente elevação das fontes de geração de receitas — fundamentalmente as exportações de mercadorias. A conjuntura internacional de elevada liquidez, baixas taxas de juros e baixo crescimento nas economias desenvolvidas, juntamente com a liberalização dos fluxos de capitais no país e a solução do problema da dívida externa no âmbito do Plano Brady, trouxeram de volta os fluxos de capitais que foram escassos ao longo da década anterior. Dessa forma, o país voltou a assimilar poupança externa em grande volume, como elemento importante para financiar a transição para um regime de economia aberta.

Embora grande parte da preocupação a curto prazo recaia sobre o crescimento das importações, observa-se que este é perfeitamente normal dentro de um processo de abertura para o exterior, podendo argumentar que a elevação do coeficiente de importações é um processo ainda longe de se concluir. Além disso, como

¹ O estoque de reservas internacionais, no conceito de liquidez internacional, passou de US\$ 9,4 bilhões em 1991 para US\$ 60,3 bilhões em julho de 1997 (dados do Banco Central).

consequência dos déficits em conta-corrente, a dívida externa voltou a crescer nos últimos anos, assim como os pagamentos de juros, remessas de lucros e despesas de serviços não-fatores. Em contrapartida a esse aumento de despesas externas, o crescimento das exportações assume grande importância, como principal meio de aumentar as receitas em moeda estrangeira do país.

3 - DESEMPENHO HISTÓRICO DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS

Antes de entrar no período de interesse deste trabalho, vale a pena observar uma série histórica mais longa, com dados anuais desde 1955. A Tabela 3.1, a seguir, mostra que, no período 1955/96, o crescimento anual médio das exportações brasileiras (em dólares constantes, deflacionadas pelo IPC americano) foi de 4,36%. O crescimento mais forte ocorreu entre 1955 e 1973 (5,53% a.a. em média), e entre 1973 e 1989 também se manteve em um ritmo razoável de 4,39%. Já nos anos 90 registra-se uma desaceleração forte, com crescimento de apenas 1,34% a.a. Deve-se assinalar que essa queda não pode, a princípio, ser atribuída ao comportamento do comércio mundial, uma vez que este cresceu 4,79% entre 1989 e 1996, contra 5,71% de 1955/96.

Tabela 3.1

Taxa de Crescimento Anual das Exportações Brasileiras (%)

	Básicos	Semimanuf.	Manufat.	Total	Com. Mundial
1955/96	1,15	6,68	13,76	4,36	5,71
1955/73	3,63	6,37	22,38	5,53	7,39
1973/89	(1,12)	9,22	10,09	4,39	4,25
1989/96	0,12	1,85	1,62	1,34	4,79

Obs: Dados deflacionados pelo IPC americano.

Fonte: Decex e IBGE.

Considerando-se as exportações desagregadas, observa-se que a queda de desempenho é mais forte nos produtos manufaturados, que cresceram 13,76% a.a. no período mais longo 1955/96, e apenas 1,62% a.a. em 1989/96. Os produtos básicos já registravam desempenho mais fraco ao longo de todo o período (1,15% a.a.), e seu recente mau desempenho não chega a ser uma novidade. Já os semimanufaturados vinham tendo um desempenho especialmente favorável no período 1973/89, mas tiveram uma forte desaceleração nos anos 90, com crescimento de apenas 1,85% a.a. O reflexo desse crescimento diferenciado é que os produtos manufaturados e semimanufaturados ganharam participação na pauta de exportações continuamente ao longo do tempo, estabilizando-a a partir de meados dos anos 80. Os manufaturados passaram de apenas 1,6% da pauta em 1955 para um máximo de 60% em 1993; os semimanufaturados passaram de 7%

para 19% entre 1955 e 1995; e os básicos caíram de 91% para cerca de 25% da pauta de exportações no mesmo período.

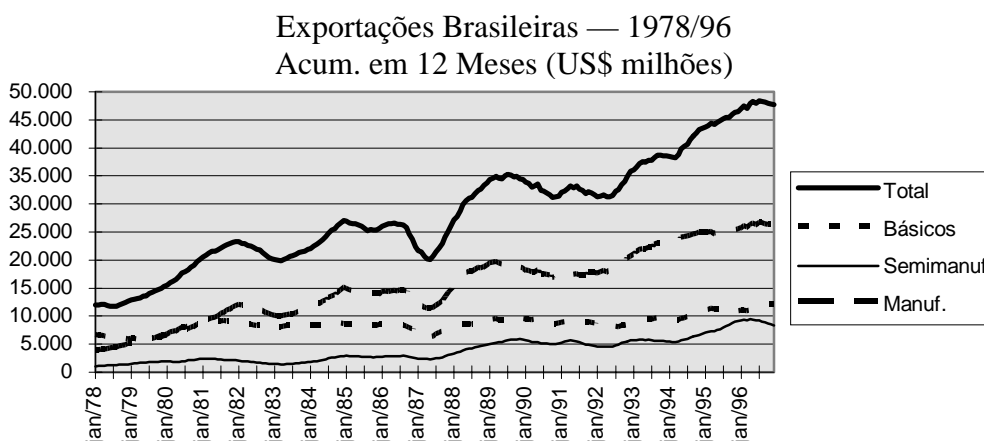
Essa primeira análise, embora superficial, já indica uma razoável perda de dinamismo das exportações ao longo do tempo. E, ao contrário do que seria desejável, a queda do ritmo de crescimento foi mais marcante nos anos 90, período em que deveriam crescer mais para fazer frente aos efeitos da abertura comercial. As seções, a seguir, irão explorar com mais detalhe esse aspecto.

3.1 - As Exportações no Período 1977/96

O período 1977/96 é bastante interessante em termos de exportação por englobar grandes alterações de ambiente econômico, tanto interno quanto externo. Além disso, estão disponíveis para este período dados não só de valor FOB em dólares das exportações mas também de índices de **quantum** e preço em base mensal.

O Gráfico 3.1 mostra a evolução das exportações no período em dólares correntes. Observa-se uma clara tendência ascendente das exportações totais, marcada por alguns momentos de forte retração, como em 1982, 1986 e 1990. Quanto à abertura segundo o grau de elaboração do produto, a mesma tendência de crescimento é observada nos manufaturados, que, conforme já foi dito, respondem por parcelas crescentes das exportações totais. Os semimanufaturados também mostram uma tendência marcante de crescimento, enquanto os básicos mostram uma relativa estagnação no período. Comparando-se as exportações em 1977 e 1996, os semimanufaturados acumulam crescimento de 700%, os manufaturados 587% e as exportações totais, 294%, enquanto os básicos têm crescimento de apenas 75%.

Gráfico 3.1



De fato, o período analisado é bastante característico em termos de conjuntura macroeconômica, com fortes reflexos sobre a atividade exportadora. Os anos 70

registraram o último grande surto de investimentos na economia brasileira, no âmbito do II PND, investimentos estes que foram, em grande parte, inspirados pela necessidade de substituir importações — especialmente de petróleo, bens de capital e insumos básicos — e de expandir as exportações, a fim de permitir o ajuste do balanço de pagamentos brasileiro, combatido após o choque do petróleo de 1973. Inversamente, os anos 80 foram caracterizados por profunda crise macroeconômica, o que se refletiu em redução substancial da taxa de investimento (Gráfico 3.2) e grandes oscilações na orientação da política econômica, gerando um cenário de alta incerteza. Em especial, destaca-se a grande oscilação da taxa de câmbio real no período, com períodos de valorização seguidos por fortes desvalorizações, conforme se vê no Gráfico 3.3, a seguir.²

Gráfico 3.2

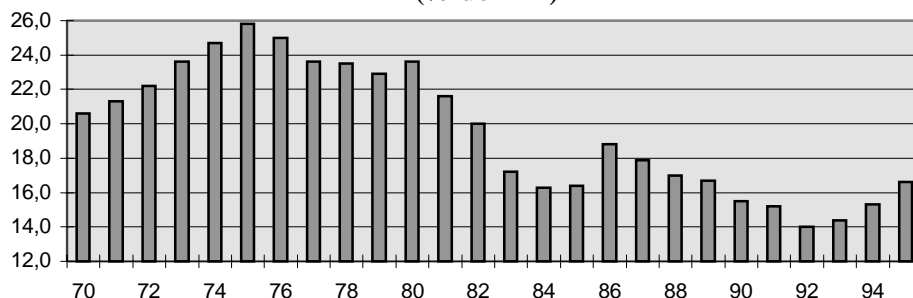
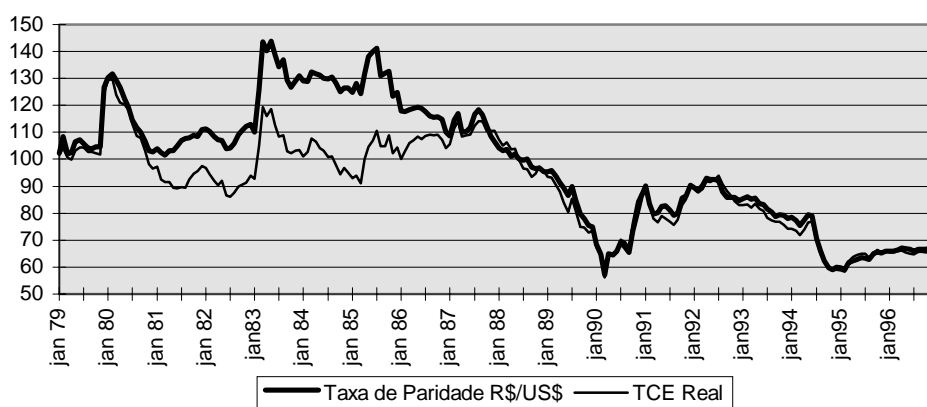
Taxa de Investimento a Preços Constantes de 1980
(% do PIB)

Gráfico 3.3

Taxa de Câmbio Real — 1979/96 (1988 = 100)



² A taxa de câmbio real é calculada tanto no conceito de taxa de paridade (câmbio nominal deflacionado pelo IPA brasileiro e ajustado pelo IPA americano), quanto no de taxa efetiva real, que considera não só o dólar mas também uma cesta de moedas de 15 países ponderados pelo seu peso na pauta de exportações brasileiras. Ver IPEA. **Boletim Conjuntural**, nº 38, julho de 1997 (anexo Indicadores e Previsões.).

Sem dúvida, esses dois aspectos podem influenciar negativamente o desempenho exportador, porque envolvem variáveis relevantes do lado da oferta de exportações. A baixa taxa de investimento reduz o crescimento da capacidade produtiva, e, portanto, cria uma restrição de oferta que pode ser extremamente relevante em períodos de elevado crescimento da demanda interna, especialmente nas exportações de manufaturados, que respondem pela maior parte da pauta. O exemplo do ano de 1986 é bastante claro neste sentido. Naquele ano, a introdução do Plano Cruzado gerou uma explosão de demanda e uma imediata reorientação da oferta para o mercado interno. Com isso, as exportações totais reduziram-se 12,8% ante o ano anterior, e as de manufaturados tiveram queda de 11,8%. Embora as condições da economia naquele ano fossem completamente atípicas, a reação negativa das exportações já parecia indicar um aspecto que se tornaria mais evidente nos anos seguintes: uma maior sensibilidade das exportações às variações da demanda interna, por conta da queda acentuada da taxa de investimento agregado a partir do início dos anos 80 — que aumentara a importância da restrição de oferta no desempenho exportador.

No caso do câmbio real, o comportamento instável ao longo dos anos 80 e 90, evidenciado no Gráfico 3.3, indica um relativo desestímulo às atividades exportadoras tanto no curto quanto no longo prazo. Assim como o movimento de valorização da taxa real — bastante significativo a partir de meados dos anos 80 —, a elevada volatilidade desta taxa tem impactos potencialmente fortes tanto sobre as exportações no curto prazo quanto sobre o incentivo a investir na produção voltada para o mercado externo.

O impacto da taxa de câmbio sobre a rentabilidade das exportações deve ser qualificada pelo fato de esta última depender também do preço de nossas exportações no mercado internacional. Vale observar, assim, uma medida mais direta de rentabilidade, construindo um índice que considera a taxa de câmbio nominal deflacionada pelo índice de preços no atacado (IPA-DI) e multiplicado pelo índice de preços de exportação.³ O Gráfico 3.4 apresenta esse indicador, evidenciando-se que o seu comportamento é ainda mais volátil que o da taxa de câmbio real, sendo evidente uma forte tendência de valorização. A partir de um índice próximo de 260 em 1977, chega-se a níveis próximos de 100 em 1994, uma valorização de cerca de 60%, enquanto para a taxa de câmbio real a valorização é de cerca de 25% no mesmo período. É importante observar, no entanto, que a volatilidade do índice de rentabilidade cai bastante ao longo dos anos 90, o que não ocorre com a taxa de câmbio real.

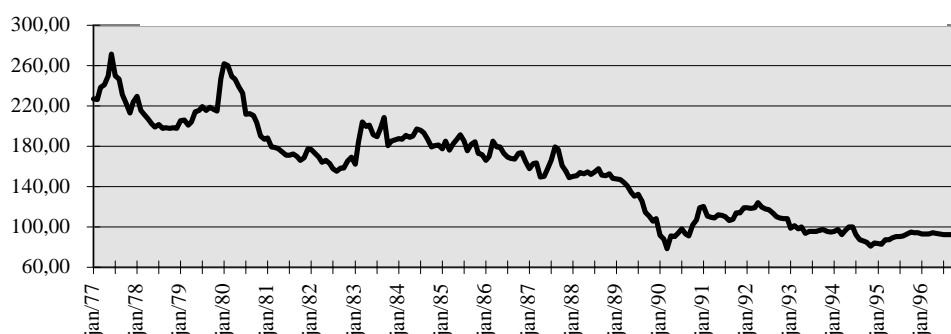
A explicação desse descolamento entre os dois índices deve-se a que o índice de preços das exportações brasileiras cresceu ao longo do período bem menos que o

³ O índice de preços de exportação é calculado no âmbito do convênio FUNCEX-IPEA, assim como o índice de **quantum** de exportações, que será citado mais à frente. As séries históricas desses índices encontram-se em Guimarães **et alii.** (1997). Cabe ressaltar que um indicador mais preciso de rentabilidade deveria incluir também um índice de incentivos (fiscais, creditícios etc.) às exportações; infelizmente, a inexistência de uma série confiável de incentivos para o período impediu a consideração desse elemento.

índice de preços no atacado para os principais parceiros comerciais do Brasil, fato que tem um lado bastante positivo, pois significa um barateamento relativo dos preços em dólar dos produtos exportados pelo Brasil no exterior. No entanto, significa também que, ao longo desse período, os preços obtidos no exterior pelos exportadores se deslocaram na mesma direção da valorização do câmbio real, ambos contribuindo para a queda da rentabilidade das exportações. Somente nos anos 90 há indícios de que o movimento dos preços de exportação tenha compensado a valorização do câmbio real, contribuindo para reduzir a volatilidade do índice de rentabilidade.

Gráfico 3.4

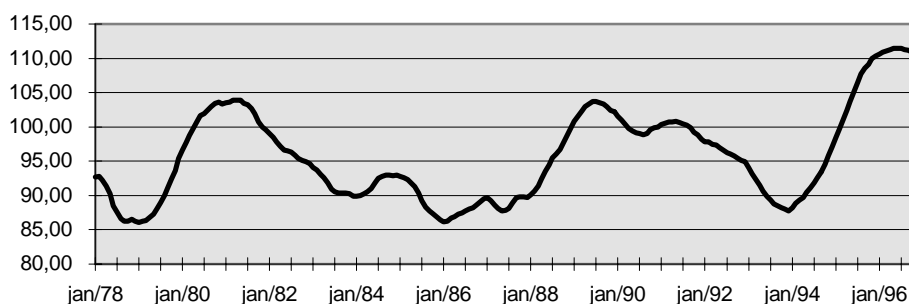
Índice de Rentabilidade das Exportações — 1977/96
(junho de 1994 = 100)



De fato, a análise do índice de preços de exportações (Gráfico 3.5) mostra uma oscilação significativa ao longo de todo o período e não se pode identificar uma tendência histórica clara, nem de crescimento nem de queda. Em dois períodos — que se compreendem entre 1981 e 1987 e entre 1990 e 1993 — há longos movimentos de queda de preços, seguidos por recuperações relativamente rápidas. No período 1994/96, de modo especial, o aumento foi impressionante, encontrando-se tal índice no último ano em seu máximo histórico.

Gráfico 3.5

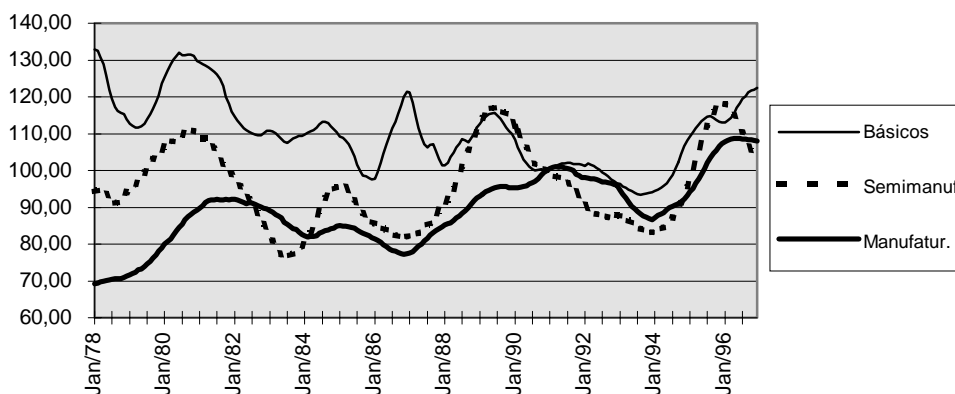
Índice de Preços de Exportações — 1978/96
Média Móvel de 12 Meses



O quadro é distinto quando se observa a evolução dos preços de exportação por grau de elaboração do produto (Gráfico 3.6), sendo possível identificar uma tendência decrescente de preços para os produtos básicos e crescente para os manufaturados, enquanto os semimanufaturados mostram relativa estabilidade. Nos últimos três anos, no entanto, todos registram aumentos substanciais de preços. Ainda assim, no final de 1996 o índice de preços das exportações totais era apenas 19,6% superior ao de 1977; no caso dos básicos era 7,5% menor; enquanto para os manufaturados 56,9% maior, e para os semimanufaturados, 9,5% maior. Afora mudanças na qualidade dos produtos dentro de cada grupo, esses dados corroboram a idéia de que, ao longo do tempo, há uma tendência de variação dos preços relativos em favor dos produtos com maior grau de elaboração.

Gráfico 3.6

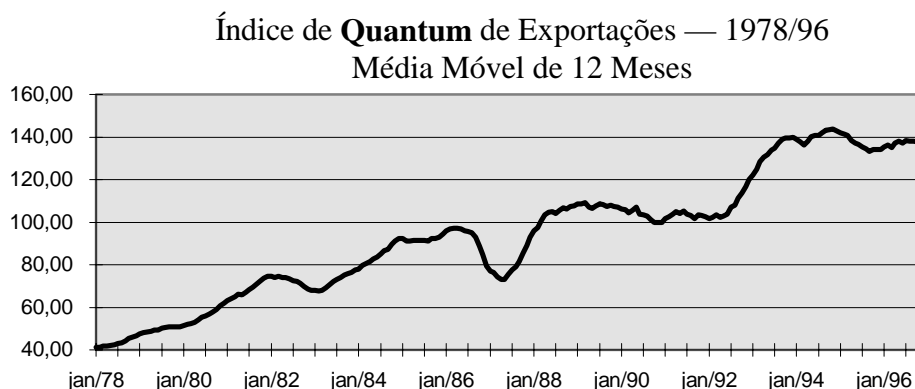
Índice de Preços de Exportações por Grau de Elaboração do Produto, 1978/96 — Média Móvel de 12 Meses



Por fim, vale analisar a trajetória do **quantum** das exportações ao longo do período. Apesar da grande instabilidade macroeconômica e da oscilação dos preços de exportação, o **quantum** apresenta uma trajetória fortemente ascendente, conforme mostra o Gráfico 3.7, fazendo que o volume exportado fosse, no final de 1996, 230% superior ao de 1977. Entretanto, a trajetória não é homogênea, podendo-se distinguir dois subperíodos distintos. O primeiro, de 1977 a 1986, registra um movimento quase contínuo de crescimento, com retrações em 1982 e 1986. Já o período 1987/96 apresenta elevações rápidas em um curto espaço de tempo — como em 1987/88 e 1992/93 — seguidas por fases de relativa estagnação das quantidades exportadas.

De fato, os dois momentos de “salto” do **quantum** exportado caracterizaram-se por grandes desvalorizações reais do câmbio e recessão que, ao mesmo tempo, reduziam a demanda interna, aumentando os excedentes exportáveis, e elevavam fortemente a rentabilidade das exportações. No entanto, uma vez passados os efeitos imediatos dessas medidas, o **quantum** permanecia estagnado e não configurava uma trajetória de crescimento sustentado.

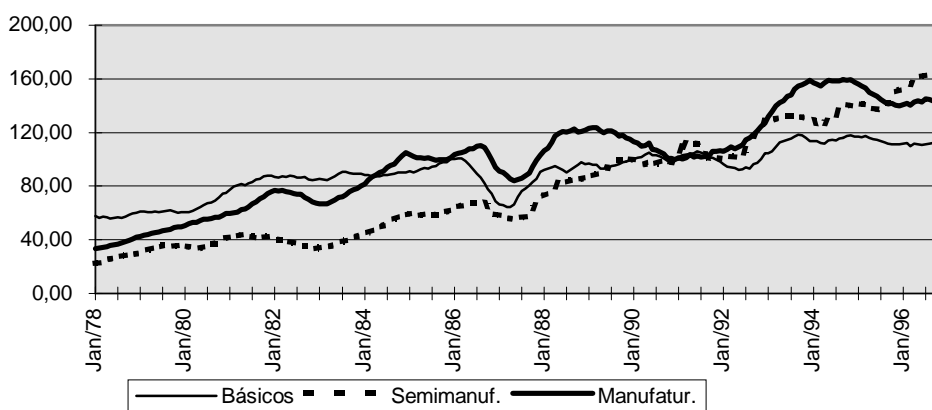
Gráfico 3.7



Analisando-se as exportações segundo o grau de elaboração do produto (Gráfico 3.8), todos os grupos apresentam crescimento significativo, mas apenas os semimanufaturados têm uma trajetória contínua. Os manufaturados descrevem um movimento similar ao das exportações totais, e os básicos têm um crescimento bem mais lento que os demais. Os **saltos** observados em 1987/88 e 1992/93 deveram-se aos manufaturados, significando que estes parecem ser efetivamente mais sensíveis a oscilações do câmbio real e da demanda interna — sendo, portanto, mais sensíveis a restrições de oferta.

Gráfico 3.8

Índice de **Quantum de Exportações por Grau de Elaboração do Produto, 1978/96 — Média Móvel de 12 Meses**



Esta análise indica que, de alguma forma, a capacidade de crescimento sustentado das exportações — e mais especialmente das de manufaturados — nos últimos anos pode estar comprometida por restrições na capacidade de produção e por problemas de rentabilidade, fato que não se observava até meados dos anos 80.

Trata-se de uma indicação de que as hipóteses descritas no início da seção, com relação ao papel dos investimentos e da taxa de rentabilidade, estariam corretas. O menor nível de investimentos e a instabilidade cambial teriam contribuído, com uma certa defasagem, para reduzir o dinamismo do setor exportador, comprometendo seu potencial de crescimento. Em termos dos modelos teóricos, implica que, pelo menos para as exportações de manufaturados, e talvez também para as exportações totais e de semimanufaturados, a equação de oferta seria relevante. Essas hipóteses serão discutidas no Capítulo 5.

A Tabela 3.2, a seguir, resume as informações apresentadas nesta seção. Ela apresenta as taxas médias anuais de crescimento para o período completo 1977/96 e para três subperíodos distintos: 1977/85, no qual se observou um crescimento contínuo das exportações; o período 1987/96, para o qual o crescimento se mostra mais instável e sujeito a **saltos**; e o período 1989/96, destacando o comportamento ao longo dos anos 90. O ano de 1986 foi excluído desses subperíodos por ter sido extremamente atípico para as exportações. Ele pode ser interpretado, de fato, como um ponto de inflexão no comportamento das exportações nos últimos 20 anos.

Tabela 3.2

Exportações Brasileiras - Taxa de Crescimento Anual

	Total			(Em %)
	Valor	Preço	Quantum	
1977/96	7,48	0,95	6,47	
1977/85	9,82	-0,81	10,71	
1987/96	6,88	2,33	4,45	
1989/96	4,80	1,11	3,65	
Básicos				
	Valor	Preço	Quantum	
1977/96	2,99	-0,41	3,41	
1977/85	2,59	-3,73	6,57	
1987/96	4,75	2,12	2,58	
1989/96	3,54	1,55	1,96	
Semimanufaturados				
	Valor	Preço	Quantum	
1977/96	11,57	0,48	11,04	
1977/85	12,91	-1,08	14,15	
1987/96	11,35	1,48	9,72	
1989/96	5,33	-1,42	6,85	
Manufaturados				
	Valor	Preço	Quantum	
1977/96	10,68	2,40	8,09	
1977/85	17,62	2,18	15,11	
1987/96	6,61	2,73	3,77	
1989/96	5,10	1,79	3,26	

Fonte: FUNCEX e IPEA.

Observa-se que as exportações totais tiveram um crescimento médio anual de 7,48% — contra um crescimento de 8,6% do comércio mundial — em todo o período, explicado quase integralmente por aumentos de **quantum**. Entre os subperíodos, o crescimento mais forte se verifica em 1977/85, explicado integralmente pelo aumento do **quantum**. Nos demais períodos há uma desaceleração do **quantum** e algum crescimento compensatório dos preços, mesmo assim o período 1989/96 mostra um desempenho bem inferior aos demais, em **quantum** e em valor.

Assim, fica evidente a perda de dinamismo das exportações brasileiras, sendo o desempenho particularmente ruim a partir de 1989, especialmente em termos de **quantum** exportado. Tal padrão é ainda mais evidente no caso das exportações de manufaturados, cuja taxa de crescimento média entre 1989 e 1996 é menos da metade da taxa observada em todo o período, apesar da manutenção de ganhos de preços significativos. Nos produtos semimanufaturados também se evidencia um pior desempenho no período mais recente, enquanto nos produtos básicos o desempenho não foi favorável em todo o período, embora ainda assim 1977/85 tenha registrado maior crescimento do **quantum** exportado.

3.2 - As Exportações nos Anos 90

Embora a década de 90 se caracterize por uma ruptura com o padrão de desenvolvimento vigente até a década anterior, com mudanças especialmente profundas no regime de comércio (liberalização comercial), pode-se distinguir nela dois períodos fundamentalmente distintos em termos de comportamento das principais variáveis macroeconômicas. No primeiro, que vai de 1990 até 1993, a tônica não foi diferente da dos anos 80, observando-se alta inflação, baixo crescimento econômico — com uma profunda recessão em 1990/92 — e geração de elevados superávits na balança comercial de forma a fazer frente aos compromissos da dívida externa.

Na verdade, nos primeiros anos da década não houve nenhuma mudança significativa de regime de política econômica, o que só veio a ocorrer efetivamente em 1994, com a implementação do Plano Real em julho daquele ano. O plano de estabilização gerou uma redução rápida da inflação, aceleração do crescimento econômico — aprofundando um movimento de recuperação do nível de atividade que já se observava desde 1993 — e uma mudança substancial no desempenho da balança comercial, com o surgimento de déficits. Um dos pontos fundamentais do plano foi a mudança do regime cambial, que implicou uma valorização do câmbio real entre junho de 1994 e dezembro de 1996 de 15,4% no conceito de taxa de paridade e de 15,2% no conceito de taxa de câmbio efetiva.

De acordo com os argumentos apresentados anteriormente, seria razoável esperar uma desaceleração das exportações, por conta do aquecimento da demanda interna e da valorização do câmbio real. Porém, conforme a Tabela 3.3, observa-se que o crescimento médio do valor exportado no período 1993/96 foi de 7,4% a.a., contra 2,9% do período 1989/93, o que indica uma melhora de desempenho no período

mais recente, ao contrário do esperado. Este melhor desempenho, no entanto, merece algumas qualificações.

Tabela 3.3

Exportações Brasileiras - Taxa de Crescimento Anual — 1989/96

(Em %)

Total			
	Valor	Preço	Quantum
1989/96	4,80	1,11	3,65
1989/93	2,90	-3,74	6,90
1993/96	7,39	7,94	-0,52
Básicos			
	Valor	Preço	Quantum
1989/96	3,54	1,55	1,96
1989/93	-0,48	-3,82	3,48
1993/96	9,16	9,18	-0,02
Semimanufaturados			
	Valor	Preço	Quantum
1989/96	5,33	-1,42	6,85
1989/93	-1,60	-7,49	6,38
1993/96	15,33	7,30	7,48
Manufaturados			
	Valor	Preço	Quantum
1989/96	5,10	1,79	3,26
1989/93	5,90	-2,39	8,50
1993/96	4,03	7,64	-3,34

Fonte: FUNCEX e IPEA.

Em primeiro lugar, ele esteve, de alguma forma, relacionado às tendências do comércio mundial, que também mostrou aceleração no período mais recente, tendo crescido 5,5% a.a. entre 1989 e 1993 e 12,3% em 1993/96. Portanto, pode-se dizer que uma parte desse maior crescimento se deve a um fator de demanda externa. Aliás, como se mostrou anteriormente, as exportações brasileiras cresceram consistentemente abaixo do comércio mundial em todo o período — como, aliás, ocorreu a maior parte do tempo desde 1955 — o que significa que a participação brasileira no comércio mundial continua caindo, um fato negativo para uma economia que pretende aprofundar sua inserção na economia mundial.

Outro fator importante que qualifica essa melhora de desempenho refere que a aceleração do crescimento do valor exportado foi mais forte nos produtos básicos e semimanufaturados, enquanto os manufaturados cresceram relativamente menos num período mais recente — 4% a.a. contra quase 6% do período 1989/93. Tal movimento pode indicar uma perda de competitividade dos produtos manufaturados *vis-à-vis* os produtos com menor grau de elaboração, significando

um movimento no sentido da exploração das vantagens comparativas do país. Este aspecto não chega a surpreender. De fato, boa parte da literatura sobre comércio propõe que uma das conseqüências da liberalização comercial seria o redirecionamento do comércio no sentido das vantagens comparativas de cada país.⁴ No entanto, representa uma mudança importante em relação à composição das exportações até o início dos anos 90, pois até então os manufaturados cresciam quase sempre acima dos demais grupos, aumentando gradativamente sua participação na pauta.

Por fim, a qualificação mais importante advém da separação dos efeitos de preços e de quantidade no aumento das exportações. O Gráfico 3.5 mostrou que o índice de preços de exportação se encontrava, em 1993, em um nível bastante baixo para os padrões históricos, e que a partir de então houve uma recuperação significativa. De forma inversa, conforme o Gráfico 3.7, o índice de **quantum** alcançou em 1994 o seu ponto historicamente mais elevado, tendo a partir de então um leve movimento de queda. Logo, o crescimento no valor das exportações totais observado no período 1993/96 esteve associado, essencialmente, a ganhos de preço.

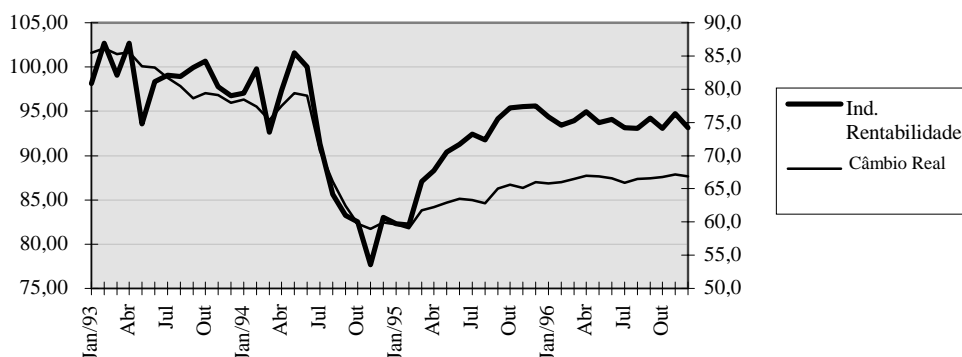
De fato, a segunda e a terceira coluna da Tabela 3.3 mostram significativo crescimento dos preços de exportação verificado a partir de 1993 — entre 7 e 9% a.a., o que representa ganhos acumulados da ordem de 20% a 30% para todos os grupos de produtos — e a estagnação do **quantum** total exportado, que caiu 0,5% a.a. — sendo que apenas os produtos semimanufaturados lograram manter taxas positivas de crescimento dos volumes exportados, enquanto os produtos básicos apresentaram pequena queda e os produtos manufaturados se caracterizaram por significativa redução do **quantum** exportado (-3,3% a.a.).

No que se refere à recente evolução dos preços de exportação, é surpreendente o forte aumento de preço dos manufaturados, uma vez terem estes, tradicionalmente, preços mais estáveis que as **commodities**. Isso significa que os preços puderam compensar, ao menos em parte, a apreciação real do câmbio, reduzindo bastante o impacto desta sobre a rentabilidade das exportações. Esse fato é mostrado no Gráfico 3.9, com o “descolamento” das duas séries a partir de 1995.

Vale dizer ainda que, mesmo com esses ganhos de preço, houve uma considerável queda da rentabilidade das exportações de cerca de 10,7% entre 1993 e 1996, ou de 25%, se a comparação for entre 1996 e 1991. Tal queda da rentabilidade tem certamente efeitos negativos sobre o desempenho exportador, e o fato de ter se alongado por alguns anos tem efeitos também sobre os investimentos direcionados para exportação.

⁴ Ver em especial Choksi, A. M. e D. Papageorgiou (1986).

Gráfico 3.9
Rentabilidade das Exportações de Manufaturados e
Câmbio Real — 1993/96



Em resumo, observa-se que, dentro do período 1989/96, de menor dinamismo das exportações em termos históricos, o subperíodo 1993/96 é o que apresenta desempenho mais fraco em termos de **quantum** exportado — demonstrando que, de fato, o período de mudança de regime de política econômica foi acompanhado de uma queda dos volumes exportados. Independentemente de qualquer causalidade entre os dois fatos, a verdade é que o comportamento das exportações tem sido mais fraco exatamente no momento em que elas se tornam mais importantes, por conta dos aspectos discutidos na Seção 2. Cabe notar que a virtual estabilização dos preços em 1996 deixou ainda mais claro o fraco desempenho das exportações, elevando o déficit comercial e aprofundando as preocupações com o equilíbrio do setor externo brasileiro.⁵

Os dados apresentados até aqui mostram, de forma exaustiva, evidências de uma redução substancial do ritmo de crescimento das exportações, em especial dos produtos manufaturados. O próximo capítulo se destina a apresentar os principais determinantes das exportações, conforme apresentados e utilizados na literatura empírica sobre o assunto. Os exercícios econométricos que se seguem analisam a relevância dessas diversas variáveis para explicar o desempenho do **quantum** das exportações brasileiras no período considerado.

⁵ Nesse ano o déficit comercial atingiu US\$ 5,5 bilhões, tendo as exportações crescido apenas 2,7% em relação ao ano anterior.

4 - DETERMINANTES DAS EXPORTAÇÕES

A análise empírica dos determinantes do comportamento das exportações de um país constitui um esforço empreendido inúmeras vezes na literatura.⁶ As diversas formulações teóricas testadas baseiam-se fortemente nas teorias do consumidor e da firma, apontando para a existência de fatores condicionantes que podem atuar tanto do lado da **oferta** quanto do da **demanda** de exportações.

Em geral, a especificação de um modelo de exportação pode seguir três caminhos básicos. O primeiro reside na adoção da **hipótese do país pequeno**, segundo a qual as exportações do país em questão constituem uma fração muito pequena do total do comércio mundial, sendo tal país incapaz de influenciar o nível de preço internacional — e, portanto, deparando-se com uma função de demanda externa por suas exportações infinitamente preço-elásticas. Neste caso, a modelagem resume-se à estimação de equações da oferta de exportações. A segunda opção consiste na suposição de uma função de demanda de exportação com elasticidade-preço **finita** — que pode estar associada à detenção de parcela significativa do mercado mundial ou à produção de bens diferenciados —, mas uma função de **oferta perfeitamente elástica** — cuja justificativa teórica assenta na existência de capacidade ociosa na indústria doméstica ou de uma tecnologia produtiva sujeita a retornos constantes ou crescentes de escala. Neste caso, as estimações resumem-se a equações de demanda. Por fim, a terceira possibilidade envolve a consideração de um modelo onde preço e quantidade exportados são determinados simultaneamente pela interação de funções de oferta e demanda com elasticidades-preço finitas.

Do ponto de vista teórico, a lista de possíveis variáveis condicionantes da demanda de exportação não é muito longa. Trata-se, basicamente, de alguma variável que retrate o nível de renda externa (real) alocada ao consumo de **tradables** e variáveis de preço relativo, que relacionem os preços dos produtos exportados aos preços vigentes de bens substitutos no mercado internacional (ambos denominados em moeda estrangeira). Contudo, a definição das variáveis efetivamente utilizadas nas investigações empíricas varia, de acordo com o país e/ou período analisado e com a disponibilidade de dados.

A renda externa destinada à compra de **tradables** pode ser aproximada pelos níveis de renda agregada ou de importações de um subgrupo relevante de países ou do mundo como um todo. O procedimento mais adequado consiste na utilização de índices relativos aos principais parceiros comerciais do país sob análise, ponderados pela participação de cada um na pauta de exportação desse país.

⁶ Algumas contribuições recentes nessa área são Panagariya, Shah e Mishra (1996), Muscatelli, Stevenson e Montagna (1995), Funke e Holly (1992), Muscatelli, Srinivasan e Vines (1992) e Athukorala e Riedel (1990). Dentre os estudos das exportações brasileiras, pode-se citar, por exemplo, Amazonas e Barros (1995), Portugal (1993), Fachada (1990) e Castro e Cavalcanti (1997).

Similarmente, a escolha dos preços dos bens substitutos no mercado internacional pode recair sobre índices de preços mundiais ou sobre preços relevantes para os parceiros comerciais — em geral, preços de importação ou de algum índice representativo dos **tradables**.

A função de oferta de exportação, por sua vez, engloba uma ampla gama de variáveis explicativas potenciais, dada a multiplicidade de fatores que podem afetar a capacidade e/ou disposição dos produtores de determinado país em produzir e exportar seus produtos.

A capacidade produtiva do setor exportador constitui óbvio condicionante das quantidades ofertadas por um país. Logo, é provável que um índice apropriado de capacidade produtiva, como o PIB potencial, seja capaz de explicar parcela significativa da evolução da oferta de exportações, principalmente no que tange ao seu comportamento tendencial. De outra forma, pode-se lançar mão também de determinantes da capacidade produtiva — tais como níveis de produtividade, taxas de investimento etc. — como variáveis explicativas. O capítulo anterior destacou a importância da taxa de investimento como possível determinante da trajetória das exportações.

Freqüentemente, também inclui-se nas especificações de funções de oferta de exportação alguma variável associada aos ciclos de atividade interna — por exemplo, o desvio do produto efetivo de seu valor tendencial/potencial — de modo a captar a idéia de que as exportações representam, em grande medida, uma alternativa de demanda para evitar o aumento da capacidade ociosa na indústria nacional. Tal variável seria, provavelmente, mais relevante para o caso dos produtos manufaturados, pois somente no caso destes faz pleno sentido o conceito de utilização de capacidade.

A principal classe de possíveis variáveis explicativas do lado da oferta diz respeito à **rentabilidade** (real) da atividade exportadora. Tal rentabilidade pode estar referida à comparação entre receitas e despesas associadas às vendas externas ou à remuneração das exportações relativamente às vendas no mercado doméstico. No primeiro caso, é importante incorporar à análise indicadores apropriados dos custos incorridos pelos exportadores — que podem ser índices de salário real, preços dos principais insumos utilizados, custos de comercialização e distribuição, impostos etc. — e não simplesmente um índice de preços agregado, que não reflete a realidade dos custos em cada setor de atividade. No segundo caso, deve-se comparar a receita de exportação com os preços dos produtos exportáveis vigentes no mercado interno, e neste caso é razoável a utilização de índices de preços no atacado, como **proxy** para o preço dos **tradables**. Em ambos os casos, a remuneração das exportações deve incluir um índice dos incentivos existentes (fiscais e/ou creditícios) às vendas externas.

O fato de a comparação entre as rentabilidades no mercado interno e externo ser feita na mesma unidade monetária incorpora a taxa de câmbio real como uma variável crucial para as exportações, tanto a curto quanto a longo prazo. O nível e

a volatilidade da taxa de câmbio real determinam, respectivamente, o valor esperado e a variância da remuneração relativa das exportações, afetando não só as exportações a curto prazo, mas também as decisões de investimento em atividades exportadoras.

A formulação mais comum da taxa de rentabilidade real das exportações é dada pela multiplicação do índice de preços de exportação pela taxa de câmbio nominal e por algum índice de incentivos à atividade exportadora, dividido pelo índice de preços no atacado doméstico. Adota-se, portanto, a hipótese de **homogeneidade no preço**, isto é, a idéia de que variações em cada componente dessa taxa acarretam efeitos de magnitude (absoluta) idêntica.

Sob a hipótese de país pequeno, variações na razão entre os preços das vendas externas e domésticas devem conduzir a novos pontos de equilíbrio ao longo da curva de transformação do país e, conseqüentemente, a novas quantidades exportadas e vendidas internamente. A magnitude da variação na razão entre exportações e vendas domésticas depende, evidentemente, da elasticidade de transformação da economia, ou seja, das condições tecnológicas e da disponibilidade de recursos.

A discussão acima sugere as seguintes especificações **típicas** para as funções de oferta e demanda de exportação de determinado país:

$$X^D = X^D (P_X^{(-)} / P_W^{(+)}, Y_W)$$

$$X^S = X^S (P_X^{(+)} S_X^{(-)} E^{(-)} / P_d^{(-)} C_d^{(+)} U, Y_p^{(+)})$$

onde X_D e X_S representam, respectivamente, as quantidades demandadas e ofertadas de exportação; Y_W é uma **proxy** da renda mundial; P_X o preço das exportações; P_W o preço dos bens concorrentes; S_X um índice de incentivos às exportações; E a taxa de câmbio nominal; P_d um índice de preços doméstico dos produtos exportados; C_d um índice de custo de insumos e/ou fatores de produção; U a taxa de utilização da capacidade produtiva e Y_p um índice de produto potencial.

5 - ANÁLISE ECONOMÉTRICA

5.1 - Metodologia

Até o início da década de 80, os estudos econométricos do comportamento das exportações brasileiras adotavam, em geral, a **hipótese do país pequeno**, limitando-se à estimação de uma função de **oferta** de exportação [ver, por

exemplo, Cardoso e Dornbusch, (1980) e Musalem, (1981)]. A adequação de tal opção era sugerida, de um lado, pela predominância de produtos relativamente homogêneos — primários e semimanufaturados — na pauta de exportações brasileiras e, de outro lado, pela participação marginal do Brasil no comércio mundial (exceto, evidentemente, no caso do café).

A partir dos trabalhos de Pinto (1980) e Braga e Markwald (1983), tornou-se comum a consideração de modelos onde preço e quantidade exportada eram determinados simultaneamente, pela interação de funções de oferta e demanda com elasticidades-preço finitas — o que implicava a estimação de **ambas** as equações de oferta e demanda de exportações, seja em suas formas estruturais ou reduzidas [Rios, (1986); Rios, Bonelli e Reis, (1988); Zini Jr., (1988); Fachada, (1990); Moguillansky, (1993); Portugal, (1993); Amazonas e Barros, 1995)].

Apesar de fornecerem importantes **insights** acerca dos determinantes do desempenho exportador do país, todos esses estudos baseavam-se na estimação de equações estruturais especificadas **ad hoc**, sem testar adequadamente a validade de tais especificações.

Nesta seção, apresentam-se algumas estimações de equações de exportação para o Brasil, onde procurou-se reduzir o grau de arbitrariedade usualmente empregado na especificação dessas equações, através da realização de testes apropriados.

Foram estimadas equações mensais para o **quantum** exportado de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos. O comportamento bastante diferenciado destes três grupos ao longo do período, conforme exposto no Capítulo 3, justifica esta análise desagregada. No caso das exportações totais, as estimações não apresentaram resultados satisfatórios.

A utilização de dados com periodicidade mensal apresenta vantagens e desvantagens. De um lado, confere-se às estimações um número razoável de graus de liberdade, proporcionando maior robustez dos resultados, além de se permitir uma análise mais aprofundada da dinâmica de curto prazo das variáveis envolvidas. De outro lado, a obtenção de dados correspondentes a determinadas variáveis torna-se mais difícil, sendo preciso recorrer a **proxies** possivelmente inadequadas ou, mesmo, ignorar variáveis potencialmente importantes. Além disso, a evolução das variáveis fica, em geral, sujeita a volatilidade muito mais acentuada e à ocorrência de diversos **outliers**, tornando necessária, em muitos casos, a introdução de variáveis **dummy**. A opção pela utilização de dados mensais foi ditada, essencialmente, pela restrição temporal dos índices de preço e **quantum**, disponíveis em bases anuais e trimestrais somente a partir de 1974 e 1977, respectivamente.

Inicialmente, procedeu-se à seleção de um conjunto de variáveis que, em conformidade com a discussão teórica do capítulo anterior, pudessem contribuir para explicar a evolução das exportações brasileiras — seja pelo lado da oferta ou

pelo lado da demanda. As principais variáveis utilizadas na análise foram as seguintes:

qm - Índice de **quantum** de exportação de manufaturados

pm - Índice de preço de exportação de manufaturados

qb - Índice de **quantum** de exportação de básicos

pb - Índice de preço de exportação de básicos

qs - Índice de **quantum** de exportação de semimanufaturados

ps - Índice de preço de exportação de semimanufaturados

pd - Índice de preço das vendas domésticas em US\$ (= IPA/taxa de câmbio nominal)

pw - Índice de preço das importações dos países industrializados

mw - Índice das importações dos países industrializados, em valor real

yi - Índice de produção física da indústria geral

y - PIB

y* - índice de produto potencial (obtido a partir de processos de médias móveis de **y** ou **yi**)

u - índice de utilização da capacidade produtiva (= y/y^*)

Os dados de exportação correspondem aos índices de **quantum** e preço divulgados pelo convênio IPEA/Funcex; os dados referentes às variáveis externas foram extraídos do International Financial Statistics (FMI) e os demais do Boletim Mensal do Banco Central (taxa de câmbio nominal), Conjuntura Econômica (IPA-DI) e IBGE (índices de produção).

A realização de testes ADF (Augmented Dickey-Fuller) — incluindo no processo auto-regressivo de cada variável uma constante e uma tendência linear ou apenas a constante — sugere a não-estacionariedade da maioria dessas séries em nível e a estacionariedade das variáveis em primeiras diferenças. Apenas em alguns casos (**quantum** de exportações totais e de manufaturados) o resultado do teste é ambíguo, dependendo crucialmente da ordem de defasagens considerada. Entretanto, tendo em vista que estudos anteriores também parecem indicar que tais variáveis são integradas de primeira ordem [Portugal, (1993); Mognuillansky, (1993); Castro e Cavalcanti, (1997)], optou-se por considerar todas as variáveis como sendo I(1).

O procedimento adotado nas estimações envolveu, para cada categoria de exportação, os seguintes passos básicos. Primeiro, especificou-se e estimou-se um modelo auto-regressivo vetorial (VAR) razoavelmente **congruente** com os dados, onde a determinação da ordem de defasagem das variáveis baseou-se nos critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn e em testes de autocorrelação dos resíduos.

Segundo, realizou-se a análise de co-integração, através do método de máxima verossimilhança de Johansen (1988). Em se tratando de um vetor de variáveis I(1), a identificação das relações de longo prazo através do método de Johansen parece constituir a abordagem mais adequada, dada a sua eficiência assintótica e suas

boas propriedades em pequenas amostras [Phillips e Loretan, (1991), Gonzalo, (1994), Hargreaves, (1994)].

Terceiro, procurou-se aferir a consistência do(s) vetor(es) de co-integração encontrado(s) com os argumentos teóricos expostos na seção anterior, através de testes de restrições lineares sobre os coeficientes da matriz de longo prazo [Johansen e Juselius, (1990)]. Em geral, apenas um vetor de co-integração foi encontrado, e buscou-se verificar se tal relação poderia ser interpretada como uma função de oferta, de demanda ou como uma forma reduzida. Caso fossem encontrados dois vetores de co-integração, um deles seria, possivelmente, identificado como uma relação de oferta, e o outro como uma relação de demanda. Cabe destacar a diferença dessa metodologia com as abordagens anteriores, que pressupunham, **a priori**, a existência de uma equação de oferta ou de um sistema simultâneo de oferta e demanda.

Testou-se, também, a **exogeneidade fraca** das variáveis explicativas para os parâmetros de longo prazo, através de restrições lineares sobre os vetores de ajustamento da matriz de longo prazo [Johansen, (1992)].

A aceitação da hipótese de exogeneidade fraca implica que é possível estimar a relação de longo prazo e realizar inferências estatísticas sem perda de eficiência a partir de uma equação única [Engle et alii., (1983); Johansen, (1992)]. Logo, uma vez aceita tal hipótese, procedeu-se à estimação de uma equação auto-regressiva com defasagens distribuídas (ADL) — na forma ‘original’ ou reparametrizada sob a forma de um modelo de correção de erros (ECM)⁷ —, possibilitando uma análise mais simples da estabilidade estrutural e da dinâmica de curto prazo das exportações.

Vale ressaltar que o ADL constitui um modelo bastante geral, que engloba vários modelos usualmente encontrados na literatura — regressão estática, com mecanismo de ajustamento parcial, com erros auto-regressivos, e outros — como casos particulares [Hendry, (1995)]. A adoção dessa especificação não impõe, portanto, restrições adicionais à estimação.

5.2 - Quantum de Manufaturados

A análise partiu da estimação de um VAR para as variáveis **qm**, **pm**, **pd**, **mw**, **pw**, **u** e **y*** (todas em logaritmos, com exceção de **u**). Tal formulação era a mais geral possível, incluindo variáveis de oferta (**pm**, **pd**, **u**, **y***) e de demanda (**pm**, **mw**, **pw**) e, por conseguinte, sendo potencialmente capaz de identificar duas relações estruturais de longo prazo entre as variáveis, caso elas existissem. No entanto, encontraram-se sérias dificuldades para a obtenção de um sistema congruente com

⁷ O ECM é equivalente ao modelo ADL, pois constitui uma mera transformação linear deste [Banerjee et alii (1993)]. A vantagem de tal transformação reside na interpretação imediata dos coeficientes estimados como multiplicadores de curto/longo prazo ou velocidades de ajustamento rumo ao equilíbrio.

os dados, e a análise de co-integração — realizada a despeito dos problemas apontados pelos testes de diagnóstico — gerava resultados instáveis e pouco plausíveis do ponto de vista teórico.

Procedeu-se, então, a especificações alternativas, incorporando diferentes subconjuntos das variáveis acima, bem como a eventual inclusão de uma tendência linear, destinada a captar o efeito de variáveis não-modeladas no sistema. A única especificação que gerou resultados razoáveis, tanto no que se refere aos testes de diagnóstico quanto no que diz respeito à análise de co-integração, inclui as variáveis **qm**, **pm**, **pd** e uma tendência linear, além de **dummies** sazonais e para os seguintes períodos: 83.2, 83.10, 86.10-11, 90.3, 90.4, 90.10 e 93.1. A inclusão de tantas **dummies** reflete, principalmente, a dificuldade de especificar adequadamente a equação de **pd** — sujeita, ao longo do período, a grande variabilidade.

O Quadro A.1.1 (no Anexo), resume os resultados dessa estimação. Pelos critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn e dos testes de autocorrelação dos resíduos do sistema, escolheu-se um VAR com 15 defasagens.⁸ A tendência foi restringida de modo a entrar apenas no vetor de co-integração — evitando, assim, uma tendência quadrática nas variáveis em nível. O sistema parece estar razoavelmente bem especificado, mas os testes de diagnóstico indicam a persistência de problemas de normalidade na equação de **pd**, apesar da inclusão das **dummies** acima citadas. Tendo em vista que alguns estudos sugerem a robustez dos estimadores de Johansen em face da não-normalidade dos resíduos [Gonzalo, (1994), Hargreaves, (1994)], isso não parece constituir um problema muito grave.

A análise de co-integração indica a presença de uma relação de longo prazo estacionária entre as variáveis analisadas.⁹ Os sinais dos coeficientes desse vetor de co-integração sugerem tratar-se de uma equação de oferta, onde a evolução do **quantum** exportado apresenta, no longo prazo, forte tendência de crescimento — devido a alguma variável não-modelada, tal como a capacidade produtiva e/ou a produtividade —, variando positivamente com o preço das exportações e negativamente com o preço das vendas domésticas. A utilização de uma tendência

⁸ O elevado número de defasagens sugerido pelos critérios de informação pode estar associado à omissão de alguma variável relevante — possivelmente, a(s) variável(is) aproximada(s) pela tendência linear —, não correspondendo ao número **ótimo** de defasagens. Cabe notar, porém, que a possível sobreparametrização do modelo deve acarretar conseqüências menos graves do que a subparametrização, gerando apenas perda de potência do teste para cointegração [Gonzalo, (1994); Hargreaves, (1994)].

⁹ É importante observar que a inclusão de variáveis **dummy** pode alterar as distribuições assintóticas das estatísticas do teste de Johansen, de modo que os resultados devem ser interpretados com certa cautela. Entretanto, vale ressaltar que a utilização de **dummies** sazonais **centradas**, que não deveriam acarretar mudanças na distribuição limite dos testes [Hansen e Juselius, (1995)], produzem resultados praticamente idênticos aos reportados abaixo — conferindo, assim, maior confiança na robustez de tais resultados. Ademais, conforme assinalado a seguir, o teste de cointegração em equações individuais de Kiviet e Phillips (1992) e Kremers **et alii.** (1992) parece confirmar os resultados da análise sistêmica.

linear como aproximação para o produto potencial é prática bastante comum na literatura [ver, Muscatelli et alii. (1992), Riedel (1988), Zini Jr. (1988)]. Cabe ressaltar, porém, que a tendência de crescimento também poderia estar associada a variáveis de demanda — em particular ao crescimento do comércio (renda) mundial —; nesse caso, a equação estimada corresponderia à forma reduzida de um modelo estrutural não explicitado.

Os valores dos parâmetros de longo prazo estimados levantam algumas observações interessantes. De um lado, o valor absoluto dos coeficientes de **pm** e **pd** são bastante parecidos, sugerindo que as exportações devem responder com a mesma intensidade a mudanças nessas duas variáveis. De outro os coeficientes de ajustamento estimados indicam que o vetor de co-integração afeta de forma substancial apenas a equação de **qm** — apontando, portanto, para a exogeneidade fraca de **pm** e **pd** com relação aos parâmetros de longo prazo. Com efeito, as hipóteses de homogeneidade no preço e exogeneidade fraca são aceitas com folga, conforme mostra o teste de razão de verossimilhança (RV) apresentado no quadro.

A exogeneidade fraca de **pm** e **pd** significa que é possível estimar a relação de longo prazo considerando apenas um modelo **condicional** do **quantum** exportado, sem perda de eficiência do ponto de vista assintótico. Tal procedimento apresenta a vantagem de tornar desnecessário modelar explicitamente os processos geradores de **pm** e **pd** — cujas equações apresentavam alguns problemas de diagnóstico —, além de permitir uma análise mais simples da estabilidade estrutural e da dinâmica de curto prazo da equação de exportação.

A estimação de um ADL para **qm** parte de uma especificação com 15 defasagens de cada variável, posteriormente reduzidas para nove defasagens através da consideração de testes para exclusão de variáveis e dos critérios de informação acima citados. Cabe notar que a hipótese de homogeneidade no preço, tanto a longo como a curto prazos, é testada e aceita com folga, de modo que a variável preço relevante é a taxa de rentabilidade das exportações de manufaturados (**trm** = **pm** - **pd**). A equação de longo prazo obtida é

$$\mathbf{qm} = 1.369 \mathbf{trm} + 0.00987 \mathbf{t} \quad (1)$$

onde os coeficientes de **trm** e da tendência estão muito próximos dos obtidos pela abordagem sistêmica, conforme esperado (dada a aceitação da hipótese de exogeneidade fraca). O teste de co-integração de Kiviet e Phillips (1992) e Kremers et alii. (1992) — KP-KED — rejeita a hipótese nula de não-cointegração,

corroborando a existência de co-integração sugerida pela abordagem de Johansen.¹⁰

A realização de testes de autocorrelação serial, normalidade, heterocedasticidade e estrutura ARCH nos resíduos parece indicar a boa especificação do modelo. Contudo, a realização de testes de constância paramétrica — testes de Chow com horizontes de previsão decrescente ($N\downarrow$) e crescente ($N\uparrow$) — sugere a instabilidade do modelo, sobretudo a partir de meados dos anos 80 (Figura A.1). Em consequência disso, procedeu-se à estimação e simplificação do modelo para dois subperíodos amostrais: 1977:1-1986:6 e 1987:1-1996:12.¹¹ Cabe observar que estes dois períodos correspondem à divisão feita no Capítulo 3, a partir da identificação de uma mudança no comportamento das exportações de manufaturados.

A equação estimada para o primeiro subperíodo é inicialmente reduzida até uma ADL com oito defasagens de cada variável, que parece caracterizar-se por resíduos **bem comportados** e parâmetros razoavelmente constantes, a julgar pelos resultados dos testes de Chow. A equação de longo prazo obtida é

$$qm = 1.384 \text{ trm} + 0.0116 \text{ t} \quad (2)$$

que não difere de forma muito significativa da equação referente à amostra completa. Reparametrizando o modelo sob a forma de ECM e incluindo a relação de longo prazo (2) no termo de correção de erro, obtém-se, após um processo de **redução** [ver, por exemplo, Hendry (1995)], o modelo final (A3), no Quadro A.1.2; os testes de diagnóstico sugerem uma boa especificação e os testes de constância paramétrica não rejeitam a estabilidade do modelo (Figura A.1).

A estimação de uma ADL(11,11) para o período 1987:1-1996:12 também não parece apresentar problemas de especificação ou quebras estruturais, de acordo com os testes realizados. A equação de longo prazo obtida é

$$qm = 1.88 \text{ trm} + 0.01190 \text{ t} \quad (3)$$

a qual denota uma tendência similar, porém uma maior sensibilidade a variações da taxa de rentabilidade, em relação à equação para o primeiro subperíodo. Após a reparametrização sob a forma de ECM, com o termo de correção de erro correspondente a (3), o modelo é simplificado, através de sucessivas reduções, até obter-se o modelo (A4). A Figura A.1(c) mostra os resultados dos testes de Chow, que parecem indicar a estabilidade do modelo.

¹⁰ O teste de cointegração de KP-KED baseia-se no teste de significância do coeficiente associado ao termo de correção de erro ou, alternativamente, a um teste sobre o polinômio no operador de defasagens associado à variável dependente. Esse teste parece ter maior potência relativamente a testes baseados diretamente nos resíduos da equação, como o teste ADF. Para uma discussão acerca das propriedades desse teste ver Banerjee e Hendry (1992) e Banerjee *et alii* (1993).

¹¹ Optou-se por excluir da análise o segundo semestre de 1986, por constituir um período particularmente atípico.

A comparação entre os modelos (A3) e (A4) indica que a evolução das exportações de manufaturados difere entre os dois subperíodos seja no que se refere ao equilíbrio de longo prazo, como em relação à dinâmica de curto prazo. Cabe ressaltar, porém, que os coeficientes de ajustamento nos modelos (A3) e (A4) são bastante semelhantes, o que sugere que, apesar da relação de longo prazo ter mudado entre os dois subperíodos, a velocidade de correção dos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo parece ter permanecido praticamente inalterada.

5.3 - Quantum de Semimanufaturados

De forma análoga ao caso anterior, a análise das exportações de semimanufaturados partiu da especificação e estimação de VAR's incluindo variáveis de oferta e de demanda, com resultados pouco satisfatórios quanto aos testes de diagnóstico e à análise de co-integração. Novamente, a melhor especificação recaiu sobre um sistema englobando apenas o **quantum** exportado (**qs**), o preço de exportação (**ps**) e o preço doméstico (**pd**), todos em logaritmos, além de uma tendência linear e variáveis **dummy** (sazonais e para os períodos 83:2, 83:10, 86:10, 90:3, 90:4, 90:5, e 90:10).

Os critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn e os testes de autocorrelação dos resíduos do sistema determinaram a escolha de um VAR com 13 defasagens. Novamente, a tendência foi restringida para integrar apenas o vetor de co-integração. Os resultados da estimação são apresentados no Quadro A.2.1. Observa-se que os testes de diagnóstico parecem sugerir a existência de alguns problemas de especificação, particularmente no que se refere à normalidade dos resíduos — o que não é, porém, muito grave, conforme mencionado acima.

Os testes de Johansen indicam a existência de um vetor de co-integração, que também pode ser interpretado como uma equação de oferta, a julgar pelos sinais dos coeficientes estimados.¹² As hipóteses de homogeneidade no preço e exogeneidade fraca de **ps** e **pd** para os parâmetros de longo prazo são facilmente aceitas, conforme mostra o resultado do teste de razão de verossimilhança.

Assim como no caso dos manufaturados, o coeficiente da tendência linear indica forte tendência de crescimento do **quantum** exportado no longo prazo. A elasticidade-preço, porém, é sensivelmente mais baixa para as exportações de semimanufaturados, estando próxima de 0.5.

A exogeneidade fraca de **ps** e **pd** torna possível a estimação de uma ADL para o **quantum** exportado de semimanufaturados, condicionado nas variáveis de preço. Inicialmente, o processo de redução do modelo conduz a uma equação com 10 defasagens para **qs** e **trs** ($trs = ps - pd$) — já incorporando, portanto, a restrição

¹² Assim como no caso dos manufaturados, porém, tal equação pode corresponder a uma forma reduzida, caso a tendência de crescimento esteja associada a variáveis de demanda.

de homogeneidade no preço, testada e aceita com folga. O modelo não apresenta qualquer problema de diagnóstico, e a equação de longo prazo correspondente é

$$qs = 0.5726 \text{ trs} + 0.01071 \text{ t} \quad (4)$$

que se assemelha bastante à obtida pela abordagem de Johansen. O teste de co-integração de KP-KED rejeita a hipótese nula de não-co-integração, confirmando o resultado anterior. Após a reparametrização do modelo sob a forma de ECM, com o termo de correção de erro correspondente à equação (4), procede-se à sua redução ulterior, obtendo-se o modelo final (A7). A equação parece estar razoavelmente bem especificada, tendo em vista que os resultados dos testes de diagnóstico e de constância paramétrica (Figura A.2) não apontam qualquer problema. O coeficiente de ajustamento rumo ao equilíbrio (0.55) é apenas um pouco menor do que o obtido pela estimação sistêmica (0.60) — fornecendo evidências ulteriores da validade da abordagem adotada.

5.4 - Quantum de Básicos

O processo de seleção adotado, baseado nos critérios acima descritos, conduziu a um VAR com nove defasagens das variáveis **qb**, **pb**, **pw** e **mw** (todas em logaritmos) além de **dummies** para os períodos 86:2, 86:12, 87:10 e 91:9 e **dummies** sazonais. Os resultados da estimação, reportados no Quadro A.3.1, sugerem uma boa especificação — ressalva feita, uma vez mais, para a não-normalidade dos resíduos.

Os resultados da análise de co-integração são menos robustos do que nos casos anteriores, mas também parecem indicar a existência de um autovetor estacionário. Os coeficientes estimados permitem identificar a relação de longo prazo como uma equação de demanda, onde o **quantum** exportado varia negativamente com o preço de exportação e positivamente com o preço de bens substitutos no mercado internacional e com o nível de comércio (renda) mundial. O baixo valor do coeficiente associado a **mw** sugere que, no longo prazo, o nível de renda mundial não deve afetar de forma significativa as exportações de básicos.

É possível aceitar com folga a hipótese de exogeneidade fraca de **pw**, **pb** e **mw**. Apesar da estimação irrestrita conferir valores (absolutos) bastante diferentes para os coeficientes de **pw** e **pb**, a hipótese de homogeneidade no preço também não é rejeitada pelo teste da razão de verossimilhança.¹³ O Quadro A.3.1 apresenta o resultado do teste conjunto dessas restrições, bem como os vetores de co-integração e ajustamento obtidos sob as restrições. Vale observar que a restrição de que o efeito de **mw** a longo prazo é zero — não-apresentada seguir — também pode ser aceita pelo teste RV.

¹³ Cabe ressaltar que, sob a hipótese de exogeneidade fraca, os coeficientes estimados para **pw** e **pb** se aproximam consideravelmente, tornando menos arbitrária a imposição da restrição de homogeneidade no preço.

A estimação de uma ADL para **qb**, condicionado em **mw** e na variável de preço relativo **prb** = **pb** - **pw**, com nove defasagens de cada variável, além de **dummies** para 86:6, 86:10, 86:12, 89:2, 91:9, 96:4 e **dummies** sazonais, conduz à seguinte equação de longo prazo:

$$\mathbf{qb} = - 0.9651 \mathbf{prb} + 0.0164 \mathbf{mw} \quad (5)$$

Como nos casos anteriores, a existência de co-integração é confirmada pelo teste de KP-KED, e as elasticidades-preço e renda estão próximas das obtidas pela abordagem sistêmica. Ressalte-se que o coeficiente de longo prazo associado a **mw** não é estatisticamente significativo, em conformidade com o resultado anterior. Após a reparametrização sob a forma de ECM **implícito**, com oito defasagens das variáveis em diferenças e as primeiras defasagens das variáveis em nível, torna-se possível eliminar **mw** da relação de longo prazo, que passa a ser simplesmente:

$$\mathbf{qb} = - 0.9474 \mathbf{prb} \quad (6)$$

O processo usual de redução do modelo conduz à equação final (A10). Os testes de diagnóstico não rejeitam a hipótese de resíduos ‘bem comportados’, sugerindo a boa especificação do modelo, enquanto os testes de constância paramétrica não rejeitam as respectivas hipóteses nulas de erros de previsão n passos à frente iguais a zero — apesar de se aproximarem, em alguns casos, do nível crítico de rejeição a 5% (Figura A.3).

5.5 - Quantum Total

Procurou-se estimar uma equação para o **quantum** das exportações totais pelo mesmo procedimento adotado acima, mas os resultados não se revelaram satisfatórios. A obtenção de uma especificação auto-regressiva vetorial razoavelmente congruente com os dados requeria a inclusão de um número excessivo de variáveis **dummy** e a análise de co-integração — realizada a despeito de tais problemas — produzia, em geral, coeficientes pouco plausíveis do ponto de vista teórico.

A dificuldade de obter uma especificação adequada para as exportações totais está, evidentemente, associada à tentativa de proporcionar uma única representação para a evolução de um agregado econômico composto por setores que, como vimos, apresentam comportamentos bastante diferenciados.

5.6 - Discussão dos Resultados

A análise empírica realizada sugere alguns resultados importantes:

1. O preço é um determinante fundamental das exportações brasileiras, para todas as categorias de produtos analisadas.

Vale dizer que essa variável preço, no caso dos manufaturados e semimanufaturados, é uma combinação de três variáveis — o índice de preços de exportação, o índice de preços no atacado doméstico e a taxa de câmbio nominal — gerando uma medida de rentabilidade da atividade exportadora. No caso dos básicos, trata-se da combinação do preços de exportação com o índice de preço das importações mundiais. Portanto, mudanças em qualquer dessas variáveis têm efeitos significativos sobre o **quantum** exportado, especialmente no caso dos manufaturados, para os quais a elasticidade é superior a 1. Aliás, conforme colocado no Capítulo 3, a rentabilidade afeta de forma significativa não só a dinâmica de curto prazo das exportações (com defasagens) mas também a trajetória de longo prazo.

Na verdade, o fato de o preço ser uma variável muito significativa é consistente com a considerável oscilação do **quantum** exportado, especialmente a partir de meados dos anos 80, uma vez que este período foi caracterizado por grande instabilidade tanto dos índices de preço domésticos quanto da taxa de câmbio nominal e do índice de preços de exportações.

2. A hipótese de homogeneidade no preço é aceita em todos os casos.

Este resultado é especialmente importante, pois estabelece que uma mudança na mesma proporção em qualquer das variáveis componentes do preço tem efeito equivalente sobre o **quantum** exportado. Desta forma, pode-se dizer, por exemplo, que um aumento do índice de preço das exportações equivale a uma desvalorização nominal do câmbio, ou a uma deflação interna no atacado, em termos de estímulo às exportações de produtos industrializados. Neste caso, a valorização do câmbio real a partir de 1994 teria efetivamente sido compensada, em grande parte, pelos grandes aumentos do índice de preço de exportação ocorridos desde então, minimizando o impacto do câmbio sobre a rentabilidade das exportações.

3. As equações de longo prazo estimadas para as exportações de manufaturados e semimanufaturados são consistentes com uma relação de oferta.

O sinal positivo e bastante significativo do coeficiente da variável **preço** indica a relevância de fatores de oferta na determinação das exportações de manufaturados e semimanufaturados. Aliado à interpretação da tendência, como **proxy** do produto potencial da economia, isso sugere a existência de uma curva de demanda infinitamente elástica, corroborando a hipótese de país pequeno no caso desses

produtos. Da mesma forma, o modelo sugere a existência de **trade-off** entre produzir para exportação e para suprir o mercado interno, através de alterações nas rentabilidades relativas obtidas nos dois mercados. No entanto, não se pode concluir com certeza que restrições de capacidade produtiva afetem as exportações de produtos industrializados, devido à não-significância de variáveis relativas à capacidade ou à demanda interna. Entre outras coisas, pode haver problemas de especificação destas variáveis.

4. A equação de longo prazo para as exportações de básicos é consistente com uma relação de demanda.

O resultado fundamental é que, embora a demanda mundial seja significativa nas equações de curto prazo, no longo prazo somente a variável **preço** importa, explicando o crescimento do **quantum** de básicos com elasticidade próxima de 1. Este resultado reflete nada mais do que a relativa estagnação das exportações de básicos nos últimos 20 anos, apesar do grande crescimento das importações mundiais no período.

5. A evolução das exportações de manufaturados sofreu uma mudança estrutural a partir de 1986, ao passo que as exportações de semimanufaturados e básicos não apresentam quebras estruturais.

Este resultado confirma a análise dos gráficos feita no Capítulo 3, confirmando que o ano de 1986 foi bastante atípico por conta do Plano Cruzado, impactando de forma mais intensa os manufaturados. A estimação de equações para dois períodos distintos, eliminando-se o segundo semestre de 1986 da amostra, indica que, a partir de 1987, embora a tendência de crescimento dos manufaturados não tenha se alterado, eles se tornaram mais sensíveis às variações de rentabilidade, com a elasticidade subindo para 1,88 contra 1,38 do período 1977/86.

6. O crescimento das exportações de manufaturados e semimanufaturados no período é explicado fundamentalmente por uma tendência de longo prazo.

Dado o movimento consistente de queda da rentabilidade das exportações no período considerado, as vendas de produtos industrializados deveriam ter caído ao longo do tempo. O significativo crescimento do **quantum**, no entanto, foi garantido por uma tendência de longo prazo com coeficiente próximo de 1, ou seja, na ausência de movimentos no índice de rentabilidade, o **quantum** exportado teria crescido cerca de 1% ao mês.

Este resultado é de certa forma desapontador, uma vez que não se consegue explicar justamente o componente que gerou todo o crescimento das exportações nos últimos 20 anos. Fica caracterizada, de forma clara, a ausência de alguma variável, que no caso das exportações de produtos industrializados deve estar relacionada ao nível do produto potencial. A ausência de uma boa medida para o produto potencial ou qualquer outra **proxy** para a capacidade produtiva da economia em base mensal prejudica, assim, uma mais completa compreensão do

comportamento das exportações. Na verdade, como não há certeza de se tratar de equações de oferta, nada impede que a variável ausente seja alguma relacionada à demanda mundial. Nesse caso, as equações para manufaturados e semimanufaturados seriam formas reduzidas de um modelo que combina, simultaneamente, relações de oferta e demanda.

De qualquer forma, esse resultado sugere que as exportações, principalmente as de manufaturados, poderiam ter mantido ao longo do período um ritmo de crescimento razoavelmente forte, não fosse a grande instabilidade da taxa de câmbio real e dos preços domésticos e as fortes oscilações do índice de preço das exportações. A exceção refere-se aos produtos básicos, que dependem de boas condições de demanda internacional, ou de problemas de oferta nos países concorrentes, para elevar as exportações.

Por fim, vale observar que os resultados aqui obtidos permitem explicar, pelo menos em parte, a queda de desempenho das exportações nos anos 90, notadamente a partir de 1994/95. A queda do índice de rentabilidade observada a partir de 1991 — apesar do grande aumento do índice de preços das exportações registrado a partir de 1993 — certamente prejudicou o desempenho das exportações de produtos industrializados. O crescimento acelerado e a mudança de regime de política econômica a partir da introdução do Plano Real, bem como os efeitos defasados da liberalização comercial certamente, também tiveram impactos relevantes sobre o desempenho exportador. Os modelos aqui apresentados, no entanto, não permitem analisar diretamente os efeitos de tais mudanças estruturais.

Tais resultados estão, evidentemente, sujeitos às limitações da metodologia utilizada. Em particular, cabe destacar os seguintes pontos:

a) O procedimento de busca de uma especificação adequada para as exportações de cada categoria pode ser classificado como um processo de **data mining**, que poderia estar viesando os resultados. Ainda que, no nosso caso, não se trate de **strong data mining** [Gilbert (1986)], seria necessária a realização de testes de **encompassing** para inferir a robustez dos resultados [Hendry, (1995)].

b) A baixa significância de algumas variáveis que, teoricamente, deveriam explicar parte do comportamento das exportações, pode estar associada à utilização de estimativas imprecisas dessas variáveis. Em particular, o nível de comércio mundial não deve constituir uma aproximação muito precisa da demanda mundial pelas exportações de cada setor, e o cálculo do produto potencial através de médias móveis do produto efetivo, num período de grandes oscilações do nível de atividade e transformações tecnológicas, gera uma evolução pouco parecida com a trajetória de crescimento contínuo que seria razoável esperar.

c) A provável omissão de variáveis relevantes do modelo, evidenciada pela presença de uma forte tendência de crescimento não explicada satisfatoriamente, implica que os coeficientes estimados podem estar viesados. Vale ressaltar,

contudo, que tal problema deve revelar-se menos grave na medida em que a tendência linear utilizada constitua uma **proxy** razoável da variável omitida (produto potencial, por exemplo).

d) A não-consideração de um índice de incentivos às exportações na definição do indicador de rentabilidade utilizado deve viesar as estimativas das elasticidades-preço, principalmente em face das significativas mudanças nas políticas de subsídios verificadas no período. Para evitar tal problema, seria necessário construir um índice atualizado de incentivos às exportações.

e) O tratamento da sazonalidade dos dados é bastante superficial, limitando-se à inclusão de variáveis **dummy** para cada mês. Uma análise mais rigorosa deveria levar em consideração a possibilidade de integração e co-integração sazonal [Hylleberg **et alli**, (1990), Engle **et alii** (1993)].

f) Os resultados da análise de co-integração pelo método de Johansen (1988) devem ser aceitos com ressalvas, dada a inclusão de variáveis **dummy** e um número possivelmente excessivo de defasagens no VAR. Cabe observar, porém, que o teste de co-integração em equações individuais de Kiviet e Phillips (1992) e Kremers **et alii** (1992) parece confirmar os resultados da análise sistêmica.

6 - CONCLUSÃO

A evolução das exportações brasileiras no período 1977/96 foi marcada por desempenhos bastante diferenciados entre os produtos industrializados e os produtos básicos, seja no que se refere ao comportamento das quantidades como dos preços de exportação. Enquanto as exportações de produtos industrializados se caracterizaram por crescimento considerável das quantidades, especialmente no caso dos semimanufaturados, e preços ascendentes (manufaturados) ou estáveis (semimanufaturados), as exportações de básicos apresentaram taxas relativamente baixas de crescimento do **quantum** e, até 1994, tendência declinante dos preços.

Tal fenômeno reflete a existência de diferentes condicionantes do desempenho exportador de cada categoria de produto. De um lado, a trajetória das exportações de produtos básicos depende essencialmente das condições de demanda no mercado internacional — renda mundial e preços dos produtos exportados relativamente aos bens substitutos —; de outro, as exportações de produtos industrializados respondem fortemente a fatores de oferta — taxa de rentabilidade e, provavelmente, capacidade produtiva —, além de, talvez, também serem influenciadas pelo nível de comércio externo.

Os resultados aqui obtidos permitem explicar as flutuações no desempenho das exportações industriais — e, em conseqüência, das exportações agregadas — nos anos 90 em função, essencialmente, das variações no índice de rentabilidade. Em particular, a estagnação do **quantum** exportado a partir de 1994, deve-se basicamente à deterioração da taxa de rentabilidade das exportações associada à

valorização real do câmbio, que acarretou significativa queda das exportações de manufaturados, além de impedir crescimento mais forte dos semimanufaturados.

No entanto, o elevado crescimento das exportações requerido pelo ajuste macroeconômico não depende necessariamente de aumentos muito significativos da taxa de rentabilidade. A se manter a tendência de crescimento subjacente verificada ao longo do período analisado, a manutenção de um índice de rentabilidade estável ou levemente ascendente seria suficiente para garantir altas taxas de crescimento das exportações brasileiras a médio prazo, isto é, uma vez esgotados os efeitos negativos da valorização acumulada do câmbio real. Nesse sentido, a obtenção de taxas de crescimento das exportações mais elevadas não requereria, necessariamente, uma política cambial muito agressiva, sendo suficiente que o ritmo das desvalorizações nominais do câmbio fosse capaz de compensar o aumento dos preços domésticos e as eventuais quedas dos preços de exportação.

ANEXO RESULTADOS DA ANÁLISE ECONOMETRICA

(A.1) Exportações de Manufaturados

QUADRO A.1.1

Estimação do VAR para qm , pm , pd , com uma Tendência Linear Restrita

Amostra: 1978.4 - 1996.12

Número de defasagens: 15

Testes de diagnóstico

	AR	NORM	ARCH	HET
qm	0.5876 [0.7653]	5.4586 [0.0653]	0.1846 [0.9882]	0.3452 [1.0000]
pm	2.5692 [0.0157]	0.1765 [0.9155]	0.2288 [0.9778]	0.4865 [0.9993]
pd	1.0047 [0.4302]	33.258 [0.0000]	0.3980 [0.9023]	0.5201 [0.9982]
sistema	1.1428 [0.2253]	41.484 [0.0000]	0.4686 [1.0000]	

Análise de co-integração

Teste do Maior Autovalor				Teste do Traço		
Ho:posto=p	$-T\log(1-\gamma)$	$-(T-nm)\log(1-\gamma)$	95%	$-T\sum \lg(1-\gamma)$	$-(T-nm)\sum \lg(1-\gamma)$	95%
p == 0	38.79**	31.03**	25.5	55.17**	44.14*	42.4
p <= 1	12.59	10.07	19.0	16.38	13.1	25.3
p <= 2	3.794	3.035	12.2	3.794	3.035	12.2

Vetor de co-integração (normalizado):

$$qm = 1.303 pm - 1.441 pd + 0.01032 t \quad (A1)$$

Vetor de ajustamento:

$$qm: -0.3732$$

$$pm: 0.01385$$

$$pd: -0.002778$$

Teste de exogeneidade fraca de pm e pd e homogeneidade no preço:

$$\log\text{veross.} = 2302.71 \quad \log\text{veross. irrestrita} = 2303.78$$

$$\text{teste RV, posto=1: } \chi^2(\approx 2) = 2.1426 [0.3426]$$

Vetor de co-integração restrito (normalizado):

$$qm = 1.359 (pm - pd) + 0.009893 t \quad (A2)$$

Vetor de ajustamento restrito:

$$qm: -0.3823$$

$$pm: 0.0000$$

$$pd: 0.0000$$

Obs:

(1) Neste e em todos os quadros subsequentes, AR é o teste do multiplicador de Lagrange para autocorrelação serial (até sete defasagens), NORM é o teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos, ARCH é o teste de Engle para resíduos ARCH, HET é o teste de White para heterocedasticidade, [ver Doornik e Hendry (1994)]. Os valores entre colchetes indicam o valor-p da estatística de teste correspondente.

(2) A análise de co-integração apresenta as estatísticas dos testes do maior autovalor e do traço, sem e com a correção para pequenas amostras de Reimers (1991), bem como os valores críticos para o nível de 95% de confiança tabulados em Osterwald-Lenum (1992).

QUADRO A.1.2
Equações de Curto Prazo para qm

(A) Amostra: 1977.1 - 1986.6

$$\begin{aligned} \Delta qm = & -0.530 - 0.276 \Delta qm_{-1} - 0.258 \Delta qm_{-2} + 0.621 \Delta trm_{-1} - 0.611 \Delta trm_{-7} \\ & (-2.59) \quad (-3.38) \quad (-3.43) \quad (2.88) \quad (-2.93) \\ & - 0.165 TCE_{-1} \quad (A3) \\ & (-2.99) \end{aligned}$$

R2 = 0.66; DW = 2.17; AR 1-7F(7,87)= 0.72185; ARCH 7 F(7,80) = 1.2633; NORM(2)= 2.1302; HET F(17,76)= 1.1608; FORM F(53,40) = 1.0886; RESET F(1,93) = 0.16077

(B) Amostra: 1987.1 - 1996.12

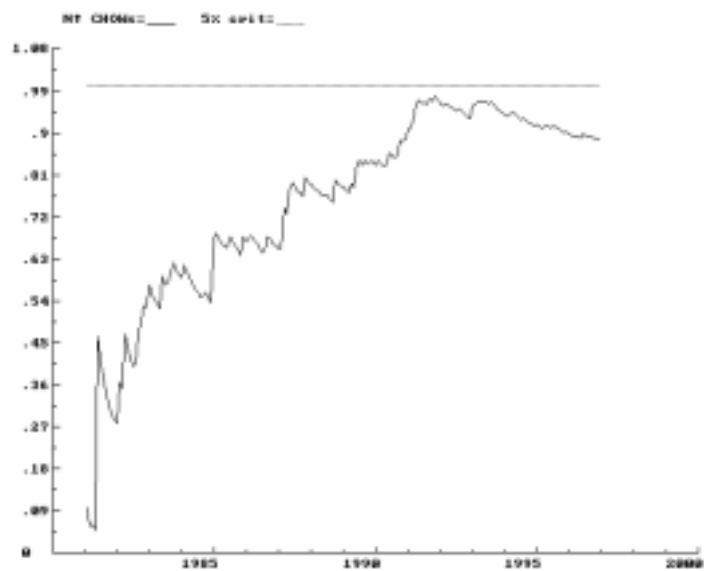
$$\begin{aligned} \Delta qm = & -1.054 - 0.419 \Delta qm_{-1} - 0.313 \Delta qm_{-2} - 0.152 \Delta qm_{-3} - 0.187 \Delta qm_{-10} \\ & (-4.00) \quad (-4.94) \quad (-3.78) \quad (-1.99) \quad (-2.52) \\ & - 0.540 \Delta trm_{-2} - 0.178 TCE_{-1} \quad (A4) \\ & (-2.32) \quad (-4.25) \end{aligned}$$

R2 = 0.50; DW = 1.92; AR 1-7F(7,100)= 0.92254; ARCH 7F(7,93)= 0.54634; NORM(2)= 0.1591; HET F(18,88) = 0.82115; FORM F(69,37) = 0.42559; RESET F(1,106)=0.18051

Obs.: Para simplificar a exposição, são omitidas a **dummy** para o período 85:1 e as **dummies** sazonais.

Figura A.1 - Testes de Chow para as Exportações de Manufaturados

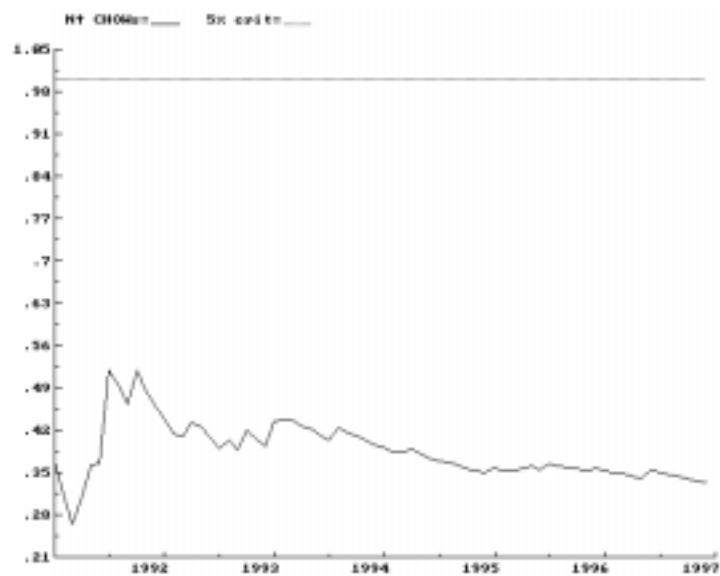
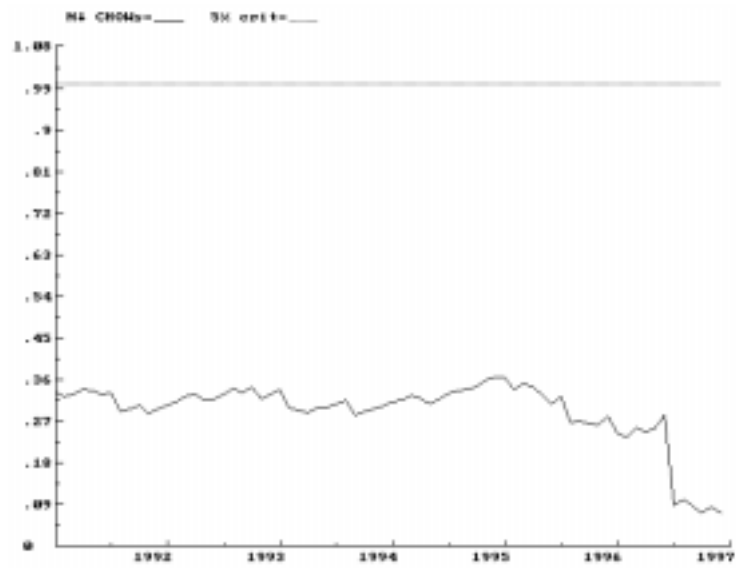
(a) Amostra: 1977:1-1996:12



(b) Amostra: 1977:1-1986:6



(c) Amostra: 1987:1-1996:12



(A.2) Exportações de Semimanufaturados**QUADRO A.2.1****Estimação do VAR para qs , ps , pd , com uma Tendência Linear Restrita**

Amostra: 1978.2 - 1996.12

Número de defasagens: 13

Testes de diagnóstico

	AR	NORM	ARCH	HET
qs	0.4882 [0.8422]	3.199 [0.2020]	0.6933 [0.6776]	0.4635 [0.9997]
ps	2.2619 [0.0319]	3.2461 [0.1973]	2.3554 [0.0259]	0.5449 [0.9968]
pd	0.9467 [0.4723]	42.175 [0.0000]	0.0422 [0.9999]	0.6571 [0.9710]
sistema	1.2743 [0.0877]	48.668 [0.0000]	0.5549 [1.0000]	

Análise de co-integração

	Teste do Maior Autovalor			Teste do Traço		
Ho: posto=p	$-T\log(1-\gamma)$	$-(T-nm)\log(1-\gamma)$	95%	$-T\sum\lg(1-\gamma)$	$-(T-nm)\sum\lg(1-\gamma)$	95%
p = 0	31.81**	26.35*	25.5	53.48**	44.29*	42.4
p ≤ 1	18.01	14.92	19.0	21.67	17.95	25.3
p ≤ 2	3.657	3.029	12.2	3.657	3.029	12.2

Vetor de co-integração (normalizado):

$$qs = 0.313 \text{ ps} - 0.457 \text{ pd} + 0.01014 \text{ t} \quad (\text{A5})$$

Vetor de ajustamento:

qs: -0.5840

ps: -0.01297

pd: 0.02088

Teste de exogeneidade fraca de ps e pd e homogeneidade no preço:

logveross. = 2132.42 logveross.irrestrita = 2132.91

teste RV, posto=1: $\chi^2(\approx 2) = 0.97472$ [0.6142]

Vetor de co-integração restrito (normalizado):

$$qs = 0.5148 (\text{ps} - \text{pd}) + 0.01041 \text{ t} \quad (\text{A6})$$

Vetor de ajustamento restrito:

qs: -0.6052

ps: 0.0000

pd: 0.0000

QUADRO A.2.2
Equação de Curto Prazo para qs

$$\Delta qs = -0.116 \Delta qs_{-1} + 0.104 \Delta qs_{-4} - 0.555 \Delta trs_{-9} - 0.550 TCE_{-1} \quad (A7)$$

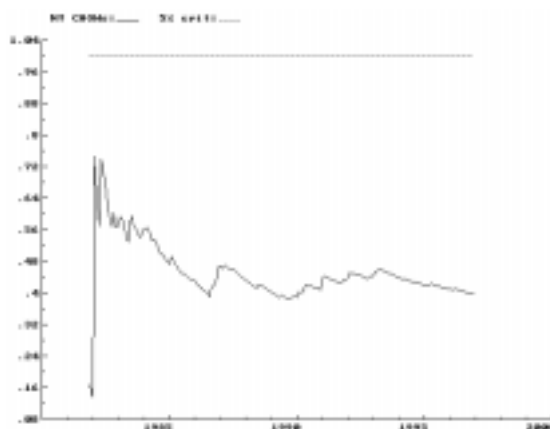
(-2.00)
(2.07)
(-3.00)
(-9.41)

R² = 0.48; DW = 2.01; AR 1-7F(7,211) = 0.58795; ARCH 7 F(7,204) = 1.2772;
 NORM(2) = 1.3795; HET F(19,198) = 1.614; RESET F(1,217) = 0.00042451

Obs.: São omitidas as **dummies** sazonais e referentes a 86:10, 90:4 e 91:9.

Figura A.2 - Testes de Chow para as Exportações de Semimanufaturados

Amostra: 1977:1-1996:12



(A.3) Exportações de Básicos

QUADRO A.3.1
Estimação do VAR para qb , pb , pw e mw

Amostra: 1977.10 - 1996.12

Número de defasagens: 9

Testes de diagnóstico

	AR	NORM	ARCH	HET
qb	0.4711 [0.8545]	0.2550 [0.8803]	0.7133 [0.6608]	0.8576 [0.7554]
pw	1.1169 [0.3546]	0.5915 [0.7439]	0.7677 [0.6151]	0.6540 [0.9722]
pb	1.9917 [0.0588]	19.141 [0.0001]	1.0579 [0.3931]	0.7800 [0.8692]
mw	0.2509 [0.9713]	8.2602 [0.0161]	0.3823 [0.9117]	0.9103 [0.6622]
sistema	1.1614 [0.1409]	24.303 [0.0020]	0.7922 [0.9996]	

Análise de co-integração

Ho:posto=p	Teste do maior autovalor			Teste do Traço		
	$-T\log(1-\gamma)$	$-(T-nm)\log(1-\gamma)$	95%	$-T\sum\lg(1-\gamma)$	$-(T-nm)\sum\lg(1-\gamma)$	95%
p == 0	27.88*	23.53	27.1	60.58**	51.14*	47.2
p <= 1	18.94	15.99	21.0	32.7*	27.61	29.7
p <= 2	13.74	11.6	14.1	13.77	11.62	15.4
p <= 3	0.02269	0.01915	3.8	0.02269	0.01915	3.8

Vetor de cointegração (normalizado):

$$qb = 0.961 pw - 0.344 pb + 0.0487 mw \quad (A8)$$

Vetor de ajustamento:

qb: -0.31040
 pw: -0.00878
 pb: 0.01802
 mw: 0.04307

Teste de exogeneidade fraca de pw , pb e mw e homogeneidade no preço:

logveross. = 3179.46 logveross.irrestrita = 3181.43

teste RV, posto=1: $\chi^2(\approx 3) = 3.943 [0.2677]$ **Vetor de co-integração restrito (normalizado):**

$$qb = -0.9461 (pb - pw) + 0.05108 mw \quad (A9)$$

Vetor de ajustamento restrito:

qb: -0.3347
 pw: 0.0000
 pb: 0.0000
 mw: 0.0000

QUADRO A.3.2
Equação de Curto Prazo para qb

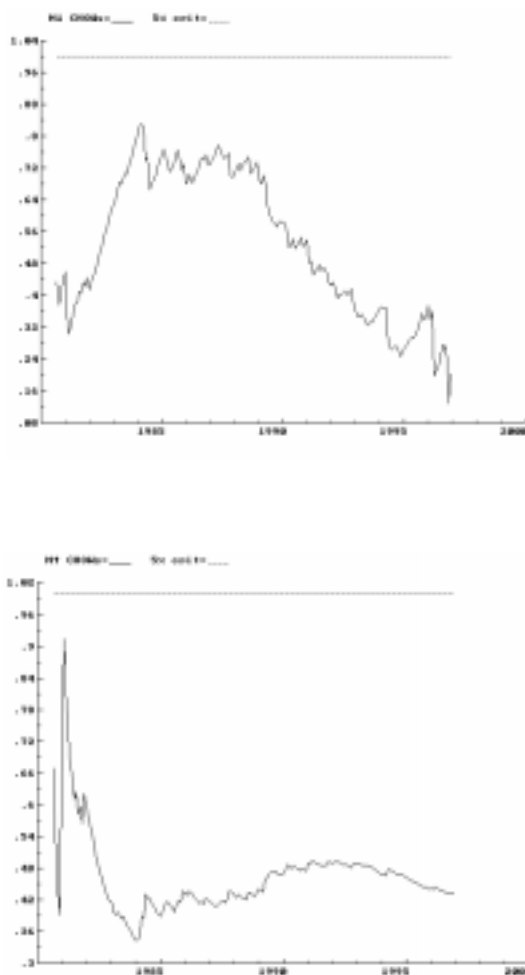
$$\begin{aligned} \Delta qb = & 1.580 - 0.171 \Delta qb_{-1} - 0.143 \Delta qb_{-2} - 0.100 \Delta qb_{-8} - 0.299 \Delta prb \\ & (7.58) \quad (-2.96) \quad (-2.70) \quad (-1.96) \quad (-1.92) \\ & + 0.522 \Delta mw - 0.270 \Delta mw_{-7} - 0.385 \Delta mw_{-8} - 0.334 TCE_{-1} \quad (A10) \\ & (3.70) \quad (-1.63) \quad (-2.74) \quad (-7.47) \end{aligned}$$

R2 = 0.73; DW = 1.97; AR 1-7F(7,193)= 0.63087; ARCH 7 F(7,193)= 0.8661;
NORM(2)= 0.78338; HET F(37,169) = 0.8421; RESET F(1,206) = 1.5765

Obs.: Novamente, excluem-se as variáveis **dummy** (sazonais, 86:10, 86:12, 91:9).

Figura A.3 - Testes de Chow para as Exportações de Básicos

Amostra: 1977:1-1996:12



BIBLIOGRAFIA

- AMAZONAS, A., BARROS, A. R. Manufactured exports from Brazil: determinants and consequences. **Revista Brasileira de Economia**, v. 50, n. 1, p. 73-100, jan.-mar.1995.
- ATHUKORALA, P., RIEDEL, J. **How valid is the small country assumption?** Discussion Paper 2/90, Department of Economics, La Trobe University, Bundoora, Victoria, 1990.
- BANERJEE, A., DOLADO, J. J., GALBRAITH, J. W., HENDRY, D. H. **Cointegration, Error-Correction and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data**. Oxford University Press, 1993.
- BANERJEE, A., HENDRY, D. H. Testing integration and cointegration: an overview. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 54, n. 3, p. 225-255, 1992.
- BÅRDSEN, G. Dynamic modeling of the demand for narrow money in Norway. **Journal of Policy Modeling**, v. 14, n. 3, p. 363-393, 1992.
- BRAGA, H. C., MARKWALD, R. A. **Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo**. IPEA, 1983 (Texto para Discussão Interna, 57).
- CARDOSO, E., DORNBUSCH, R. Uma equação para as exportações brasileiras de manufaturados. **Revista Brasileira de Economia**, v. 34, n. 3, 1980.
- CASTRO, A. S., CAVALCANTI, M. A. F. H. **Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil: 1955/95**. IPEA, 1997 (Texto para Discussão, 469).
- CHOKSI, A., M., PAPAGEORGIOU, D. (ed.). **Economic Liberalization in Developing Countries**. Basil Blackwell, New York, 1986.
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, p. 427-431, 1979.
- DOORNIK, J. A., HENDRY, D. F. **PcGive 8.0 — an interactive econometric modelling system**. Institute of Economics and Statistics, Oxford University, Oxford, 1994.
- ENGLE, R. F., HENDRY, D. F., RICHARD, J. F. Exogeneity. **Econometrica**, v. 51, n. 2, p. 277-304, 1983.

- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J., HYLLEBERG, S., LEE, H. Seasonal cointegration: the Japanese consumption function. **Journal of Econometrics**, v. 55, p. 275-99, 1993.
- FACHADA, J. P. **Um estudo econométrico da balança comercial brasileira: 1975-1988**. Rio de Janeiro: PUC, 1990 (Dissertação de Mestrado).
- FUNKE, M., HOLLY, S. The determinants of West German exports of manufactures: An integrated demand and supply approach. **Weltwirtschaftliches Archiv**, v. 128, n. 3, p. 498-511, 1992.
- GILBERT, C. L. Professor Hendry's methodology. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 48, p. 283-307, 1986.
- GONZALO, J. Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. **Journal of Econometrics**, v. 60, p. 203-233, 1994.
- GUIMARÃES, E. A., PINHEIRO, A. C., FALCÃO, C., POURCHET, H., MARKWALD, R. A. **Índices de Preço e Quantum das Exportações Brasileiras**. Texto para Discussão Funcex n. 121, julho de 1997.
- HANSEN, H., JUSELIUS, K. **Cats in rats: cointegration analysis of time Series**. Institute of Economics, University of Copenhagen, 1995.
- HARGREAVES, C. A review of methods of estimating cointegrating relationships. In: HARGREAVES, C. P. (ed.). **Nonstationary time series analysis and cointegration**. Oxford University Press, 1994.
- HENDRY, D.H. **Dynamic Econometrics**. Oxford University Press, 1995.
- HYLLEBERG, S., ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J., YOO, B. S. Seasonal integration and cointegration. **Journal of Econometrics**, v. 44, p. 215-38, 1990.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.
- . Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. **Journal of Econometrics**, v. 52, p. 389-402, 1992.
- JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration — with application to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, p. 169-210, 1990.
- JUSELIUS, K. Do purchasing power parity and uncovered interest rate parity hold in the long run? An example of likelihood inference in a multivariate time-series model. **Journal of Econometrics**, v. 69, p. 211-240, 1995.

- KIVIET, J. F., PHILLIPS, G. D. A. Exact similar tests for unit roots and cointegration. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 54, n. 3, p. 349-368, 1992.
- KREMERS, J. J. M., ERICSSON, N. R., DOLADO, J. J. The power of cointegration tests. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 54, n. 3, p. 325-348, 1992.
- MACKINNON, J. G. Critical values for co-integration tests. In: ENGLE, R. F. and GRANGER, C. W. J. (eds.). **Long-run economic relationships**, Oxford University Press, 1991.
- MOGUILLANSKY, G. Determinantes de las exportaciones industriales brasileras en la decada de 1980. **Anais do XV Encontro Brasileiro de Econometria**, v. 2, 1993.
- MUSALEM, A. R. Política de subsídios e exportações de manufaturados no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 35, n. 1, p. 17-41, jan.-mar.1981.
- MUSCATELLI, V. A., SRINIVASAN, T. G., VINES, D. Demand and supply factors in the determination of NIE exports: a simultaneous error-correction model for Hong Kong. **Economic Journal**, v. 102, p. 1467-1477, 1992.
- MUSCATELLI, V. A., STEVENSON, A. A., MONTAGNA, C. Modelling aggregate manufactured exports for some asian newly industrialized economies. **Review of Economics and Statistics**, p. 147-155, 1995.
- OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 54, n. 3, p. 461-472, 1992.
- PANAGARIYA, A., SHAH, S., MISHRA, D. **Demand elasticities in international trade: Are they really low?** Policy Research Working Paper n.1712, World Bank, Dec.1996.
- PHILLIPS, P. C. B., LORETAN, M. Estimating long-run economic equilibria. **Review of Economic Studies**, v. 58, p. 407-436, 1991.
- PINTO, M.B.P. O crescimento das exportações brasileiras de manufaturados, 1954-1974. **Estudos Econômicos**, v. 10, n. 3, set.-dez. 1980.
- PORTUGAL, M. S. A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 23, n. 2, p. 313-348, 1993.

- REIMERS, H. E. **Comparisons of tests for multivariate co-integration**. Christian-Albrechts University, Kiel, 1991 (Discussion Paper, 58).
- RIEDEL, J. The demand for LDC exports of manufactures: estimates from Hong Kong. **Economic Journal**, 98, p. 138-48, 1988.
- RIOS, S.M. P. Exportações brasileiras de produtos manufaturados: uma avaliação econométrica para o período 1964/84. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 17, n. 2, p. 299-332, 1987.
- RIOS, S. M. P., BONELLI, R., REIS, E. J. **Estimação e resultados do MOPSE - Modelo para Projeções do Setor Externo**. IPEA, 1988 (Texto para Discussão Interna, n. 134).
- TODA, H. Y., PHILLIPS, P. C. B. Vector autoregression and causality: a theoretical overview and simulation study. **Econometric Review**, v. 13, n. 2, p. 259-285, 1994.
- URBAIN, J. P. On weak exogeneity in error correction models. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 54, n. 2, p. 187-207, 1992.
- ZINI Jr., A. A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 18, n. 3, p. 615-662, 1988.