

Exportações brasileiras de produtos manufaturados: uma avaliação econométrica para o período 1964/84 *

SANDRA MARIA C. POLÔNIA RIOS **

Este estudo tem como objetivo estimar modelos simultâneos para as exportações de produtos manufaturados. São especificados dois modelos incorporando, alternativamente, as abordagens de equilíbrio e de desequilíbrio. Esta última adota a hipótese de que os preços são relativamente rígidos, o que impede o equilíbrio entre oferta e demanda, resultando em racionamento para compradores ou vendedores. Apresenta-se uma breve análise do comportamento dos principais fatores que contribuíram para a determinação das exportações de manufaturados em anos recentes. Em seguida, são feitos alguns comentários a respeito da especificação de modelos de equilíbrio e de desequilíbrio para as exportações brasileiras de manufaturados. Por fim, comparam-se os resultados obtidos através da estimação dos dois modelos com aqueles disponíveis na literatura brasileira.

1 — Introdução

A literatura brasileira dispõe de uma série de estudos econométricos que se destinam a avaliar o comportamento das exportações brasileiras de manufaturados, bem como identificar os principais fatores que contribuem para sua expansão. Os trabalhos mais tradicionais tendem a estimar funções de oferta, considerando que o Brasil tem uma participação marginal no mercado internacional, enfrentando, portanto, uma curva de demanda perfeitamente elástica. A observação de que restrições na demanda podem atuar como um fator limitativo às vendas externas levou alguns autores a incluírem em suas análises variáveis que procuram captar estes efeitos. Grande parte destes autores estima equações que se constituem em formas reduzidas de modelos estruturais não especificados. Os estudos mais recentes, porém, dedicam-se à estimação das equações estruturais.

A análise econômica tem sido dominada pela suposição de que os preços são flexíveis e se ajustam instantaneamente de modo a igualar oferta e demanda no mercado. A constatação de que as quantidades efetivamente transacionadas nem sempre correspondem àquelas demandadas ou ofer-

* Este artigo consiste em um resumo da dissertação de mestrado da autora apresentada ao Departamento de Economia da PUC/RJ [cf. Rios (1986)].

** Do Instituto de Pesquisas do IPEA e da PUC/RJ.

tadas, no entanto, deu origem aos chamados modelos de desequilíbrio. Duas abordagens distintas foram desenvolvidas para incorporar a hipótese de desequilíbrio. A primeira delas explica o desequilíbrio por uma certa morosidade no processo de ajustamento de preços e quantidades a seus valores de equilíbrio, impedindo que este processo se conclua dentro da unidade de tempo em observação. Braga e Markwald (1983) incorporam esta hipótese na especificação de um modelo para as exportações brasileiras de manufaturados. Uma outra abordagem justifica o desequilíbrio através de uma relativa rigidez nos preços, que impediria o equilíbrio entre oferta e demanda, resultando em racionamento de quantidades para compradores ou vendedores.

Este trabalho tem como objetivo estimar modelos simultâneos compostos de equações de oferta e demanda para as exportações brasileiras de produtos manufaturados. São especificados dois modelos incorporando, alternativamente, as abordagens de equilíbrio e desequilíbrio. O segundo adota a hipótese de rigidez de preços e racionamento de quantidades mencionada acima.

A Seção 2 apresenta uma breve análise do desempenho das exportações de manufaturados, assim como de alguns fatores que contribuíram para sua determinação, especialmente no período recente. A terceira seção tece algumas considerações a respeito das questões mais relevantes que surgem ao se procurar especificar modelos de equilíbrio e desequilíbrio para as exportações brasileiras de manufaturados. Na quarta seção encontra-se a descrição dos modelos alternativos que incorporam as hipóteses de equilíbrio e desequilíbrio, como também os métodos distintos a serem empregados na estimação do modelo de desequilíbrio. A Seção 5 apresenta os resultados obtidos na estimação dos dois modelos e compara as elasticidades com aquelas disponíveis na literatura. A Seção 6 conclui o trabalho.

2 — Desempenho das exportações de manufaturados: alguns fatores que contribuíram para sua determinação

A política de comércio exterior adotada no Brasil no período que se estende do final da II Guerra Mundial ao início da década de 60 caracterizou-se por dar prioridade ao programa de substituição de importações. A mudança de enfoque a favor da promoção das exportações ocorreu a partir de 1964, quando passaram a ser introduzidos, gradualmente, incentivos à atividade exportadora. Tal mudança de enfoque, aliada ao interesse mais específico em avaliar o desempenho das exportações de manufaturados em anos mais recentes, contribuiu para a delimitação do período a ser analisado neste estudo.

Ao longo deste período, observa-se uma participação crescente dos produtos de origem industrial na pauta de exportações do país. Enquanto em 1964 estes representavam apenas 14,3% da pauta total, em 1984 esta participação já atingia cerca de 67% do total. A taxa de crescimento médio anual das exportações de produtos industrializados durante o período observado é de aproximadamente 25%, ao passo que para os básicos esta limitou-se a 10%.

Uma breve análise do desempenho das exportações de manufaturados, bem como de alguns fatores que contribuíram para sua determinação, especialmente no período recente, é apresentada a seguir.

2.1 — A política cambial

Em 1968 foi introduzido o sistema de minidesvalorizações cambiais, que tinha como objetivo manter a paridade da taxa de câmbio em relação ao dólar, garantindo sua estabilidade e reduzindo o risco da atividade exportadora. Esta política permitiu que a paridade cambial se mantivesse relativamente estável até 1979.

O segundo choque do petróleo e a posterior política monetária contractionista adotada pelos Estados Unidos, que implicou a elevação das taxas de juros internacionais, tiveram um efeito bastante negativo sobre as contas externas brasileiras. A necessidade de se obter superávits comerciais crescentes exercia pressões para que se adotasse uma política cambial mais agressiva, que no entanto não era conciliável com o estímulo à captação de recursos no exterior para fazer face aos compromissos com o serviço da dívida externa.

Insatisfeitos com a política cambial e com a retirada gradual dos incentivos fiscais às exportações imposta pelo GATT e pelo governo americano, os exportadores pressionavam por uma maior desvalorização cambial. Finalmente, em dezembro de 1979, o governo desvalorizou o câmbio em 30%, prometendo seguir com o esquema de minidesvalorizações pelo diferencial entre a inflação brasileira e a americana. Já em janeiro de 1980, todavia, o Conselho Monetário Nacional anunciou um conjunto de medidas, entre as quais a prefixação da desvalorização cambial em 40% para o ano.

No início de 1980, observou-se uma deterioração da balança comercial brasileira, que se devia, em parte, ao adiamento das exportações como resultado da prefixação cambial. Ao final do ano, tornou-se necessária uma aceleração das minidesvalorizações para estimular as exportações, uma vez que a taxa de inflação atingia níveis elevados, terminando o ano em torno de 110%. Neste ano o déficit da balança comercial acabou por atingir US\$ 2,8 bilhões.

Ao longo de 1981, a taxa de câmbio Cr\$/US\$ manteve-se sobrevalorizada. A elevação das taxas de juros internacionais tornava necessário

aumentar os esforços de captação de recursos no exterior. Por outro lado, a valorização do dólar no mercado internacional aumentava a sobrevalorização da moeda brasileira frente às demais. Apesar disso, as exportações brasileiras apresentaram bom desempenho em 1981, tendo sua receita crescido cerca de 23% em relação ao ano anterior.

A sobrevalorização da moeda brasileira em relação ao dólar continuou crescendo até meados de 1982, quando as minidesvalorizações cambiais foram aceleradas através da fixação de patamares mais elevados para as correções cambial e monetária, que nesta época estavam atreladas. A acentuada desvalorização cambial no segundo semestre do ano não foi suficiente, no entanto, para compensar a valorização observada anteriormente.

O fraco resultado obtido pelas exportações brasileiras em 1982, quando a receita total declinou 13%, não pode ser atribuído apenas à perda de competitividade advinda da sobrevalorização do cruzeiro em relação às demais moedas. O agravamento da crise internacional num ano em que se aprofundou a recessão mundial, aumentaram as práticas protecionistas e elevaram-se as taxas de juros internacionais, agravando a situação dos países em desenvolvimento, muitos dos quais parceiros comerciais do Brasil, certamente contribuiu para prejudicar o desempenho das exportações brasileiras.

Em fevereiro de 1983, as autoridades brasileiras promoveram uma nova maxidesvalorização cambial de 30%. Esta medida, entre outras tomadas concomitantemente, tinha o objetivo de viabilizar as metas contidas no programa para o setor externo naquele ano, que incluíam um saldo para a balança comercial de US\$ 6 bilhões. Posteriormente, a desvalorização cambial foi vinculada ao comportamento da inflação doméstica, mantendo a taxa de câmbio em termos reais praticamente constante ao longo do ano.

Apesar da desvalorização real do câmbio sem precedentes na economia brasileira verificada em 1983, as exportações apresentaram um crescimento modesto, sendo que a receita proveniente da venda de produtos manufaturados cresceu apenas 11,7%, abaixo do crescimento médio anual do período 1964/84.

Ao final de 1983, já havia quem recomendasse uma nova maxidesvalorização cambial para compensar a elevação da cotação do dólar no mercado internacional e a retirada de parte dos subsídios às exportações imposta pelo acordo firmado com o GATT. O excelente desempenho apresentado pelas exportações brasileiras, especialmente pelos produtos manufaturados, no primeiro semestre de 1984, contribuiu para afastar tais expectativas. Neste ano, as exportações cresceram 23,3% em valor, sendo que os produtos industrializados representaram 67% do total. A vigorosa expansão da economia norte-americana, que cresceu 6,8% neste ano, foi, em parte, responsável por este resultado. A participação dos Estados Unidos na pauta de exportações brasileiras passou de 17,4% em 1980 para 28,5% em 1984.

2.2 — A relação com o nível de atividade doméstica

Além da utilização da política cambial e dos incentivos fiscais e creditícios para estimular a oferta de exportações, a expansão da capacidade produtiva industrial e a contenção da demanda interna podem contribuir para o crescimento das exportações de produtos industrializados.

Ao ocupar o Ministério do Planejamento no segundo semestre de 1979, Delfim Netto, baseando-se na hipótese de que havia capacidade ociosa na economia brasileira, propunha uma desvalorização cambial e o estímulo à produção industrial como forma de impulsionar as exportações.

Apesar do bom desempenho apresentado pelas exportações brasileiras em 1980, a receita com as vendas externas ficou aquém do esperado. Para a obtenção de maiores saldos comerciais passou-se a considerar necessária a queda do nível de atividade doméstica, que, de um lado, reduziria a demanda por insumos importados e, de outro, provocaria uma queda na demanda interna, possibilitando o aumento dos "excedentes exportáveis". Seguindo esta linha de raciocínio, uma série de medidas restritivas foram postas em prática no início de 1981 com o objetivo de desaquecer a economia brasileira. As exportações de produtos manufaturados tiveram um crescimento de 23% em sua receita neste ano, embora os preços destes produtos tenham sofrido ligeira queda.

As metas para o valor das exportações eram bastante otimistas para o ano de 1982, sendo projetados US\$ 28 bilhões de receita com um saldo comercial de US\$ 3 bilhões. Já no primeiro semestre do ano, no entanto, os resultados mostraram-se bastante desfavoráveis, apresentando queda em relação ao mesmo período do ano anterior. A indústria de transformação permanecia praticamente estagnada, e dados da Sondagem Conjuntural, realizada pela Fundação Getúlio Vargas, indicam que o grau de utilização da capacidade produtiva encontrava-se em torno de 75% em média durante 1982. Estes dados sugerem que os produtores encontravam alguma dificuldade na colocação de seus produtos no mercado externo.

O ano de 1983 foi marcado por uma acentuada contração do produto industrial, aumentando, ainda mais, a margem de capacidade ociosa existente na economia. Mesmo conjugando uma queda do grau de utilização da capacidade com a maxidesvalorização cambial do início do ano e uma ligeira recuperação do comércio mundial, as exportações de produtos manufaturados tiveram um crescimento de sua receita de cerca de 12%, resultado que ficou aquém do esperado pelo governo.

A recuperação da produção industrial em 1984 foi, em grande parte, estimulada pelo crescimento de 27% no *quantum* das exportações da indústria de transformação. Neste contexto, torna-se difícil avaliar se a existência de capacidade ociosa — que ainda era elevada em 1984 — determinou o crescimento das exportações, ou se a direção da causalidade é inversa, tendo o desempenho das exportações sido, em parte, responsável pela expansão do nível de atividade.

2.3 — Fatores de demanda externa

O volume de importações mundiais cresceu 5,8% ao ano, em média, durante o período 1964/84. O segundo choque do petróleo e a elevação das taxas de juros internacionais que se seguiu provocaram um arrefecimento no comércio internacional, que cresceu a uma taxa média de 0,5% ao ano entre 1980 e 1983. A recuperação da economia mundial em 1984 permitiu uma elevação das importações mundiais, que cresceram 8,9% neste ano.

A concepção de que o Brasil é um “país pequeno” no mercado internacional, e que, portanto, pode expandir suas exportações tanto quanto queira, chegou a influenciar a formulação da política econômica brasileira. A fim de ilustrar tal afirmação, reproduz-se a seguir um trecho de entrevista do Ministro Delfim Netto à imprensa no segundo semestre de 1979:

“... o que queremos aumentar de exportações? É um infinitésimo; queremos aumentar 5 bilhões de dólares por ano, dos quais metade em produtos agrícolas e metade em produtos industriais. O comércio mundial está na ordem de 1 trilhão de dólares e, mesmo com recessão e tudo o mais, cresce 3 a 4% ao ano fisicamente. E ainda existe mais uma inflação em cima disso. Então o que estamos querendo crescer é um infinitésimo. Já mostramos que temos capacidade para isso. Depende só de ajudar a política interna”.¹

A projeção de crescimento das exportações de US\$ 5 bilhões por ano efetivamente se realizou em 1980. Nos três anos seguintes, no entanto, devido, em parte, ao agravamento da crise internacional, o crescimento da receita com as vendas externas não correspondeu ao esperado, chegando a apresentar queda de cerca de US\$ 3 bilhões em 1982. Neste ano o valor das exportações voltou ao nível verificado em 1980.

Em 1983 as exportações brasileiras tornaram a apresentar alguma expansão, sustentada, essencialmente, pelas vendas de produtos industrializados. Embora as condições da economia doméstica fossem bastante favoráveis a um substantivo incremento das exportações — maxidesvalorização do câmbio no início do ano e existência de capacidade ociosa —, este ficou aquém do esperado. A receita total com as exportações cresceu cerca de 8,5% no ano, sendo os produtos industrializados responsáveis por cerca de 60% do total. As importações mundiais apresentaram o modesto crescimento de 1,4%.

Em 1984 as exportações brasileiras cresceram 23,3% em valor. O crescimento das vendas de produtos industrializados foi de 37,3%, enquanto os básicos apresentaram queda de 2,9%. Neste período as importações mun-

¹ Entrevista concedida ao jornal *O Estado de São Paulo* em 25 de setembro de 1979, transcrita de Goldstein (1985).

diais cresceram cerca de 8,9%. Expansões desta ordem não eram verificadas no comércio mundial desde 1976.

Observa-se, assim, que não basta ajudar a política interna para garantir o desempenho desejado para as exportações, uma vez que restrições na demanda externa podem impor barreiras à sua expansão. Estas restrições são bastante evidentes para os anos de 1982 e 1983.

Não há dúvida de que a implementação de uma política econômica doméstica destinada a estimular a oferta de exportações seja fundamental para o seu bom desempenho. Uma política cambial consistente, que garanta a remuneração real do produtor, a existência de incentivos fiscais e creditícios e a disponibilidade de capacidade produtiva são fatores decisivos no estímulo às exportações. Tais fatores não são suficientes, contudo, para garantir o comportamento desejado para as exportações de manufaturados. Como se pôde constatar através da análise dos dados, apesar de existirem as precondições necessárias para um bom desempenho das vendas externas pelo lado da oferta, em alguns períodos, estas foram prejudicadas por restrições na demanda.

3 — Algumas considerações teóricas

Ao se procurar especificar um modelo para as exportações de produtos manufaturados, uma questão inicial diz respeito à hipótese a ser adotada quanto às dimensões que o país ocupa no mercado internacional destes produtos. Os estudos mais tradicionais adotam a hipótese de que o Brasil é um “país pequeno” no mercado mundial e que, portanto, enfrenta uma curva de demanda externa infinitamente elástica. Assim, estes estudos especificam apenas uma função de oferta considerando que os preços são determinados exogenamente e que o país pode vender tanto quanto queira a estes preços.

Observa-se, no entanto, que a restrição da demanda externa pode atuar decisivamente como um fator limitativo ao bom desempenho das exportações de manufaturados, o que se verifica com maior clareza nos primeiros anos da década de 80. A hipótese de “país pequeno” deixa, então, de ser plenamente adequada às características deste setor da economia brasileira. Desta forma, ao lado de uma equação que represente a oferta de exportações brasileiras, deve-se formular uma equação de demanda externa, supondo finita a elasticidade-preço da demanda.

A maioria dos modelos econométricos brasileiros inclui uma variável que busca captar os efeitos da demanda mundial sobre as exportações de manufaturados. Alguns autores, mesmo adotando a hipótese de que o Brasil é um “país pequeno”, incluem em suas equações a renda mundial transformando-as em formas reduzidas de modelos não-especificados. Os estudos de Pinto (1983) e Braga e Markwald (1983) constituem-se nos únicos esforços de estimação de um modelo estrutural composto de equa-

ções de oferta e demanda. A elasticidade-preço da demanda, considerada por alguns infinita, está próxima da unidade no trabalho de Pinto (1983) e oscila entre 2 a 7,5 no de Braga e Markwald (1983).²

A análise dos resultados encontrados nos diversos modelos econométricos para as exportações brasileiras de manufaturados disponíveis na literatura sugere que a elasticidade-preço da demanda externa não é infinita e que fatores de demanda são importantes na determinação das quantidades transacionadas. Justifica-se, assim, a especificação de um modelo composto de equações de oferta e demanda. A grande variabilidade dos valores encontrados para a elasticidade-preço da demanda, no entanto, aponta para a necessidade de se especificar modelos que permitam a obtenção de resultados mais precisos.

Um aspecto pouco explorado na literatura brasileira é a adoção da hipótese de desequilíbrio. O trabalho de Braga e Markwald (1983) consiste na única tentativa de se estimar um modelo estrutural para as exportações de manufaturados incorporando o enfoque de desequilíbrio.

O paradigma de equilíbrio, que supõe preços flexíveis e se ajustando instantaneamente de modo a igualar oferta e demanda no mercado, tem dominado a análise econômica. No entanto, a observação de que, em alguns períodos, as quantidades efetivamente transacionadas não correspondem àquelas ofertadas e demandadas deu origem aos chamados modelos de desequilíbrio. Duas abordagens distintas foram desenvolvidas para analisar o fenômeno. Uma delas justifica o desequilíbrio através da hipótese de que os preços são relativamente rígidos, o que impede o equilíbrio dos dois lados do mercado e implica racionamento para compradores ou vendedores. Uma outra abordagem explica o desequilíbrio por uma lentidão no processo de ajustamento de preços e quantidades a seus valores de equilíbrio, impedindo, desta forma, que o processo seja concluído dentro do período de tempo em observação. Neste caso, o desequilíbrio é enfocado como um processo de ajuste dinâmico. Esta abordagem dá origem a modelos compostos de equações de ajustamento de preços e quantidades, além das equações de oferta e demanda tradicionais.

Goldstein e Khan (1978) estimam um modelo que se insere nesta última categoria, para um grupo de oito países industrializados. Os autores formulam funções de ajustamento para preços e quantidades, baseando-se num mecanismo proposto por Houthakker e Taylor (1970), que resulta da especificação de um modelo para o consumo privado nos Estados Unidos. Uma versão modificada deste esquema é utilizada por Braga e Markwald (1983) para as exportações brasileiras de produtos manufaturados. Aurikko (1985) utiliza diferentes funções de ajustamento de preços e quantidades para as exportações finlandesas de bens.

A utilização do termo "desequilíbrio" para qualificar modelos que supõem lentidão no ajustamento de preços e quantidades a seus valores

² Uma revisão mais detalhada da literatura brasileira nesta área encontra-se em Braga e Markwald (1983) ou Rios (1986).

de equilíbrio parece um tanto imprópria. As funções de ajustamento arbitradas determinam a trajetória destas variáveis até o ponto de equilíbrio. Desta forma, talvez fosse mais adequado chamá-los “modelos dinâmicos” (como fazem Houthakker e Taylor) em contraposição aos modelos estáticos. A denominação “desequilíbrio” seria, então, reservada aos modelos que incorporam a hipótese de que as quantidades ofertadas e demandadas não se igualam, em determinados períodos, devido a alguma rigidez no nível de preços.

As diversas tentativas de modelar as exportações utilizando como arcabouço teórico modelos de desequilíbrio adotam o enfoque de que preços e quantidades se ajustam com alguma morosidade a seus valores de equilíbrio. Conforme sugere Aurikko (1985), seria interessante estimar um modelo que suponha alguma rigidez nos preços e racionamento de quantidades para as exportações e verificar sua validade, contrapondo os resultados obtidos com aqueles gerados por modelos de equilíbrio ou, ainda, com os fornecidos pelos “modelos dinâmicos”.

4 — Estrutura analítica

A hipótese de que o Brasil é um “país pequeno”, tradicionalmente adotada na literatura brasileira, não parece ser plenamente adequada à economia brasileira, especialmente quando se observa o comportamento do mercado exportador em anos recentes, como foi mencionado na seção anterior. Se o objetivo é captar a influência que a demanda externa pode exercer sobre as exportações de manufaturados brasileiros, faz-se necessário especificar um modelo estrutural composto de equações de oferta e de demanda externa.

Uma segunda questão essencial à formulação dos modelos refere-se à hipótese de ser adotada quanto ao ajuste de preços e quantidades a seus valores de equilíbrio. O modelo de equilíbrio especificado na Subseção 4.1 supõe que os preços se ajustam instantaneamente de modo a equilibrar oferta e demanda no mercado. Na Subseção 4.2 é especificado um modelo de desequilíbrio que considera que os preços são relativamente rígidos e que as quantidades transacionadas estão sempre restritas pela menor entre a oferta e a demanda. A Subseção 4.3 apresenta uma descrição dos métodos de estimação a serem empregados para estimar o modelo descrito na subseção anterior.

4.1 — O modelo de equilíbrio

O modelo de equilíbrio constitui-se de equações de oferta e demanda e de uma condição de equilíbrio no mercado. As equações são especificadas sob a forma log-linear.

A especificação da equação de demanda externa por exportações brasileiras leva em consideração a hipótese de que os produtos manufaturados brasileiros e seus competidores no mercado internacional não são substitutos perfeitos. O efeito-preço é incorporado comparando-se os preços dos produtos brasileiros exportados com os de seus competidores. Esta variável dá idéia do grau de competitividade do país no mercado externo de manufaturados. O efeito-renda é captado pela inclusão de uma variável que representa a renda do resto do mundo. A equação de demanda assume, então, a seguinte forma log-linear:

$$\log X_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \log \left(\frac{PX_t}{PW_t} \right) + \alpha_2 \log YW_t + \mu_t^d \quad (1)$$

onde:

X_t^d = quantidade demandada de exportações brasileiras;

PX = preço em dólares das exportações brasileiras;

PW = preço mundial das exportações;

YW = renda mundial; e

μ_t^d = erro aleatório.

Uma vez que a equação de demanda foi especificada sob a forma log-linear, podemos obter o valor das elasticidades-preço e renda diretamente de α_1 e α_2 , respectivamente. O sinal esperado para α_1 é negativo e para α_2 é positivo.

Na equação de oferta a variável que capta o efeito-preço é construída levando-se em consideração os principais fatores que afetam a remuneração real do exportador: os preços em dólares das exportações brasileiras, a taxa de câmbio nominal, os incentivos à exportação e o índice de preços domésticos. A especificação desta variável reflete a visão de que o mercado externo se constitui numa alternativa para o mercado doméstico e que o exportador se dirige para aquele que lhe oferece maior retorno. A variável grau de utilização da capacidade produtiva é incluída para captar os efeitos cíclicos da demanda interna sobre as exportações. Uma retração da demanda interna aumentaria a capacidade ociosa e estimularia o produtor a se voltar para o mercado externo.

O produto potencial é incluído na equação de oferta como fator de tendência. Supõe-se que a elasticidade das exportações com relação à capacidade produtiva seja unitária, o que garante uma participação normal das exportações na capacidade produtiva da economia. Esta hipótese é também adotada por Pinto (1983).

A especificação da equação de oferta é compatível com a apresentada por Cardoso e Dornbusch (1980):

$$\log \left(\frac{X_t^s}{Y_t^*} \right) = \beta_0 + \beta_1 \log \left(\frac{PX_t \cdot E_t \cdot (1 + S_t)}{P_t} \right) + \beta_2 \log U_t + \mu_t^s \quad (2)$$

onde:

X^s = quantidade ofertada de exportações brasileiras;

E = taxa de câmbio nominal;

S = taxa de incentivos às exportações;

P = índice de preços domésticos;

U = utilização da capacidade produtiva doméstica; e

Y^* = produto potencial da indústria.

Da estimação desta equação obtém-se diretamente a elasticidade-preço da oferta (β_1) e a elasticidade das exportações com relação à utilização da capacidade (β_2). Espera-se que β_1 seja positivo e β_2 negativo.

A condição de equilíbrio a seguir completa o modelo:

$$\log X_t = \log X_t^d = \log X_t^s \quad (3)$$

Substituindo-se (1) e (2) em (3) encontra-se a forma reduzida para preços e quantidades:

$$\begin{aligned} \log PX_t = & \frac{\beta_0 - \alpha_0}{\alpha_1 - \beta_1} + \frac{\beta_1}{\alpha_1 - \beta_1} \log \left(\frac{E_t (1 + S_t)}{P_t} \right) + \\ & + \frac{\alpha_1}{\alpha_1 - \beta_1} \log PW_t + \frac{\beta_2}{\alpha_1 - \beta_1} \log U_t - \\ & - \frac{\alpha_2}{\alpha_1 - \beta_1} \log YW_t + \frac{1}{\alpha_1 - \beta_1} \log Y_t^* + \frac{\mu_t^s - \mu_t^d}{\alpha_1 - \beta_1} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \log X_t = & \frac{\alpha_1 \beta_0 - \alpha_0 \beta_1}{\alpha_1 - \beta_1} + \frac{\alpha_1 \beta_1}{\alpha_1 - \beta_1} \log \left(\frac{PW_t \cdot E_t \cdot (1 + S_t)}{P_t} \right) + \\ & + \frac{\alpha_1 \beta_2}{\alpha_1 - \beta_1} \log U_t + \frac{\alpha_1}{\alpha_1 - \beta_1} \log Y_t^* - \\ & - \frac{\alpha_2 \beta_1}{\alpha_1 - \beta_1} \log YW_t + \frac{\alpha_1 \mu_t^s - \beta_1 \mu_t^d}{\alpha_1 - \beta_1} \end{aligned} \quad (5)$$

Observa-se que este modelo é superidentificado. Optou-se por estimá-lo em sua forma estrutural uma vez que o objetivo é encontrar valores para as elasticidades-preço da oferta e da demanda, assim como para os demais coeficientes.

4.2 — O modelo de desequilíbrio

O modelo apresentado a seguir considera que os preços são relativamente rígidos e que não se ajustam de modo a igualar oferta e demanda. Este modelo é compatível com o modelo de desequilíbrio proposto por Fair e Jaffee (1972).

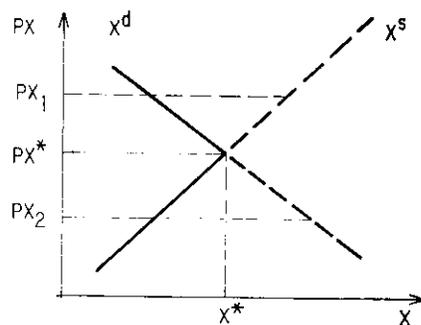
A relativa rigidez nos preços pode ser explicada por uma série de fatores como a existência de contratos restritivos, os custos de ajustamento (como aqueles relativos à remarcação de preços, especialmente em mercados estrangeiros), a existência de estoques e as dificuldades de informação perfeita, dadas as dimensões do mercado.

Se os preços não cumprem o papel de equilibrar o mercado, é razoável supor que as quantidades efetivamente transacionadas estão sempre restritas à menor entre a oferta e a demanda. Esta suposição está fundamentada na hipótese básica da macroeconomia de desequilíbrio de que a troca é voluntária, ou seja, nenhum agente é forçado a vender além de sua oferta ou comprar além de sua demanda. Deste modo, caso a demanda exceda a oferta, as quantidades transacionadas serão iguais às ofertadas e alguns compradores não serão atendidos. Por outro lado, se a oferta for maior do que a demanda, ao nível de preços fixado, as quantidades exportadas serão iguais às demandadas, sendo que alguns exportadores não conseguirão vender seus produtos.

As quantidades exportadas estarão sempre sobre uma das curvas do gráfico de oferta e demanda. O lado menor do gráfico prevalecerá, enquanto o lado maior será racionado.

A hipótese de racionamento de quantidades pode ser visualizada no gráfico ao lado. As quantidades efetivamente transacionadas estarão sempre sobre a linha contínua. A solução de equilíbrio do sistema de equações de oferta e demanda é representada no gráfico pela combinação (X^*, PX^*) .

Gráfico 1



Suponha-se que no período t o preço das exportações de manufaturados brasileiros que vigorou no mercado tenha sido $PX_t > PX^*$. A este preço a quantidade ofertada (X_t^s) é maior do que a quantidade demandada (X_t^d). Logo, as exportações estão limitadas pela demanda e as quantidades transacionadas encontram-se sobre a curva X^d . Caso o preço observado houvesse sido $PX_t < PX^*$, as exportações estariam restritas pela oferta e a demanda seria racionada.

A condição de desequilíbrio descrita acima, que supõe que as quantidades efetivamente transacionadas serão iguais à menor entre oferta e demanda, pode ser especificada segundo a seguinte formulação:³

$$\log X_t = \text{Min}(\log X_t^d, \log X_t^s) \quad (6)$$

Para classificar as quantidades efetivamente exportadas nos regimes de oferta ou de demanda é necessário algum indicador do estado do mercado. O comportamento dos preços dos produtos exportados pode desempenhar este papel.

O ajustamento dos preços, neste esquema, se dá através das condições de oferta e demanda por exportações brasileiras de manufaturados. Nos períodos em que a quantidade demandada for maior que a ofertada haverá uma tendência de elevação nos preços. Quando houver excesso de oferta, por outro lado, os preços deverão cair:

$$\Delta \log PX_t = \lambda (\log X_t^d - \log X_t^s), \quad \lambda > 0 \quad (7)$$

onde λ é o coeficiente de ajustamento e $\Delta \log PX_t = \log PX_t - \log PX_{t-1}$.

O coeficiente λ da função (7) dá idéia da velocidade de ajustamento dos preços a seus valores de equilíbrio. Quando λ se aproxima de zero, tem-se um caso extremo em que nenhum ajustamento é verificado. Se λ tende ao infinito, o ajustamento é perfeito e as quantidades ofertadas deverão ser iguais às demandadas. Neste caso, o mercado estaria sempre em equilíbrio.

O modelo de desequilíbrio completo é descrito pelas equações (1), (2), (6) e (7).

³ O mercado descrito em (6) é, na verdade, uma agregação de submercados. É possível que haja excesso de demanda no mercado agregado, em determinado momento, mas que alguns submercados estejam com excesso de oferta e outros com excesso de demanda. Agregando-se os mercados, pode-se encontrar uma quantidade efetivamente exportada que seja inferior tanto à demandada quanto à ofertada. Este problema poderia ser solucionado se fosse possível adicionar um termo de erro à condição de mínimo. Entretanto, devido às dificuldades para a estimação introduzidas por esta alteração, optou-se pela forma descrita em (6). Uma descrição mais detalhada do problema de agregação, bem como das dificuldades de estimação introduzidas pela adição de um termo de erro à condição de mínimo, encontra-se em Quandt (1982).

4.3 — Métodos de estimação para o modelo de desequilíbrio

Os métodos a serem empregados na estimação do modelo de desequilíbrio descrito na seção anterior foram desenvolvidos por Fair e Jaffee (1972), que apresentam um modelo de desequilíbrio acompanhado de quatro métodos alternativos para sua estimação.

O primeiro método desenvolvido por Fair e Jaffee procura, através da máxima verossimilhança, encontrar a separação ótima da amostra em regimes de oferta e demanda, utilizando apenas as equações (1) e (2). Este método não incorpora a hipótese de que as quantidades transacionadas no mercado correspondem à menor entre a oferta e a demanda. A suposição básica é de que o preço não se ajusta a cada período de modo a igualar a oferta e a demanda e que a quantidade observada estará sempre sobre uma das duas curvas. Há, na verdade, 2^N combinações possíveis das N observações entre os dois regimes. O objetivo é encontrar a combinação que maximiza a função de verossimilhança. Este método constitui-se numa generalização do método desenvolvido por Quandt (1958), que procurava encontrar um único ponto da amostra em que se dava a mudança de regime. Uma vez que este método não atende à condição de mínimo especificada em (6), ele não será empregado na estimação do modelo de desequilíbrio.

O método seguinte, denominado pelos autores de “Método Direcional I”, além de adotar a hipótese de mínimo entre a oferta e a demanda para as quantidades transacionadas, postula que haverá um aumento de preços toda vez que houver excesso de demanda no mercado:

$$\Delta PX_t \begin{cases} > 0 & \text{se } X_t^d > X_t^s \\ = 0 & \text{se } X_t^d = X_t^s \\ < 0 & \text{se } X_t^d < X_t^s \end{cases} \quad (8)$$

A direção da variação dos preços servirá como indicador da presença de excesso de demanda no mercado. Este método não incorpora a função de ajustamento de preços especificada em (7). A variação dos preços é utilizada apenas como sinalizador da situação do mercado. Nos períodos em que os preços estão em elevação, a quantidade ofertada é menor que a demandada e, portanto, apenas a curva de oferta é observada, enquanto em períodos em que os preços estão caindo apenas a curva de demanda será observada.

Para implementar o Método Direcional I, o primeiro passo é separar a amostra em regimes de oferta e demanda de acordo com as variações observadas nos preços das exportações. A função de oferta pode, então, ser estimada para os períodos em que a variação nos preços é positiva, utilizando-se as quantidades observadas como variável dependente, e a função de

demanda será estimada para os períodos de queda nos preços; também utilizando-se as quantidades observadas como variável dependente. Os períodos de equilíbrio temporário, em que a variação nos preços é nula, serão incluídos nas duas classificações, uma vez que os dois regimes são observados simultaneamente. O modelo deve ser estimado por mínimos quadrados em dois estágios, pois a adoção das condições descritas em (8) torna o preço uma variável endógena.

O terceiro método desenvolvido por Fair e Jaffee constitui-se numa versão da técnica de máxima verossimilhança e é denominado pelos autores de "Método Direcional II". Este método é menos dependente da variação dos preços como indicador do excesso de demanda ou de oferta do mercado. Na hipótese de que a equação (8) contenha um termo de erro, ou que as variações nos preços sejam muito pequenas de forma a deixar dúvidas sobre as reais condições do mercado, o Método Direcional I pode não ser muito indicado, uma vez que a classificação de algumas observações nos regimes de oferta e demanda torna-se mais imprecisa. O Método Direcional II propõe que a amostra seja separada em regimes de oferta e demanda para os períodos nos quais a direção do movimento dos preços é mais evidente. Para os períodos em que se verificam pequenas oscilações nos preços, tornando duvidosa a classificação, permite-se hipóteses alternativas quanto ao estado do mercado. Obtém-se, assim, um conjunto de separações da amostra em lugar de uma separação única, como ocorria com o Método Direcional I. As equações de oferta e demanda são, então, estimadas para cada separação alternativa e a função de máxima verossimilhança (9), a seguir, é calculada para todas as combinações:

$$\log L = - (m + n) \log \sqrt{2} \pi - m \log \sigma_d^2 - \\ - n \log \sigma_s^2 - \frac{m + n}{2} \quad (9)$$

onde m é o número de observações para as quais $X_t = X_t^d$, n é o número de observações em que $X_t = X_t^s$ e σ_d e σ_s representem os desvios-padrão das equações de demanda e de oferta, respectivamente.⁴

A separação da amostra que maximizar a função (9) será a escolhida. Como este método baseia-se no cálculo da máxima verossimilhança, as separações da amostra não podem se sobrepor. As observações devem estar sempre incluídas nos regimes de oferta ou demanda, mas nunca em ambos.

Por fim, Fair e Jaffee desenvolvem o "Método Quantitativo", que utiliza a equação (7) como mecanismo de ajustamento de preços. Contrariamente aos Métodos Direcionais I e II, que estimam as funções de oferta e demanda utilizando partições na amostra, o Método Quantitativo emprega toda a amostra na estimação das duas equações.

⁴ A derivação da função de máxima verossimilhança encontra-se em Fair e Jaffee (1972).

Resolvendo-se a equação (7) para o excesso de demanda, obtém-se:

$$\log X_t^d - \log X_t^s = \frac{1}{\lambda} \Delta \log PX_t \quad (10)$$

Determinando o valor de λ , o montante de excesso de demanda ou de oferta pode ser calculado a partir da variação no preço e, assim, tanto a oferta quanto a demanda podem ser estimadas para o período inteiro.

Para os períodos de crescimento dos preços, sabe-se, pela equação (10), que há excesso de demanda e que, pela condição de mínimo, a quantidade exportada será igual à quantidade ofertada:

$$\begin{aligned} \log X_t = \log X_t^s = \beta_0 + \beta_1 \log \left(\frac{PX_t \cdot E_t \cdot (1 + S_t)}{P_t} \right) + \\ + \beta_2 \log U_t + \log Y_t^* + \mu_t^s, \quad \Delta \log PX_t \geq 0 \end{aligned} \quad (11)$$

Como a quantidade exportada é igual à ofertada, podemos calcular X_t^s através da equação (10) e reescrever a equação acima como:

$$\begin{aligned} \log X_t = \log X_t^d - \frac{1}{\lambda} \Delta \log PX_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log \left(\frac{PX_t}{PW_t} \right) + \\ + \alpha_2 \log YW_t - \frac{1}{\lambda} \Delta \log PX_t + \mu_t^d, \quad \Delta \log PX_t \geq 0 \end{aligned} \quad (12)$$

É possível estimar-se a equação acima utilizando as quantidades observadas como variável dependente, obtendo-se, assim, os parâmetros da função de demanda, bem como o parâmetro de ajustamento λ . A variação nos preços entra na equação como forma de ajustar a demanda à condição de racionamento.

Nos períodos de queda dos preços, procedimento semelhante pode ser aplicado. Nestes períodos sabe-se que as quantidades observadas correspondem àquelas demandadas:

$$\begin{aligned} \log X_t = \log X_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \log \left(\frac{PX_t}{PW_t} \right) + \\ + \alpha_2 \log YW_t + \mu_t^d, \quad \Delta \log PX_t \leq 0 \end{aligned} \quad (13)$$

Corrigindo a equação de oferta pelo montante racionado, obtém-se:

$$\begin{aligned} \log X_t = \log X_t^s - \frac{1}{\lambda} |\Delta \log PX_t| = \beta_0 + \\ + \beta_1 \log \left(\frac{PX_t \cdot E_t \cdot (1 + S_t)}{P_t} \right) + \beta_2 \log U_t + \log Y_t^* - \\ - \frac{1}{\lambda} |\Delta \log PX_t| + \mu_t^s, \quad \Delta \log PX_t \leq 0 \end{aligned} \quad (14)$$

Este sistema pode ser reduzido a duas equações (oferta e demanda), cada uma delas a ser estimada para todo o período amostral:

$$\log X_t = \log X_t^d - \frac{1}{\lambda} |\Delta \log PX_t| = \alpha_0 + \alpha_1 \log \left(\frac{PX_t}{PW_t} \right) + \alpha_2 \log YW_t - \frac{1}{\lambda} |\Delta \log PX_t| + \mu_t^d \quad (15)$$

onde:

$$|\Delta \log PX_t| = \begin{cases} \Delta \log PX_t & \text{se } \Delta \log PX_t \geq 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

e:

$$\log X_t = \log X_t^s - \frac{1}{\lambda} \setminus \Delta \log PX_t \setminus = \beta_0 + \beta_1 \log \left(\frac{PX_t \cdot E_t \cdot (1 + S_t)}{P_t} \right) + \beta_2 \log U_t + \log Y_t^* - \frac{1}{\lambda} \setminus \Delta \log PX_t \setminus + \mu_t^s \quad (16)$$

onde:

$$\setminus \Delta \log PX_t \setminus = \begin{cases} -\Delta \log PX_t & \text{se } \Delta \log PX_t \leq 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Deve-se observar que na estimação do sistema de equações composto por (15) e (16) é necessário impor a restrição de que o coeficiente da variável variação de preços deve ser o mesmo nas duas equações.

Uma outra questão importante na estimação do modelo pelo método quantitativo diz respeito à endogeneidade de PX_t , $|\Delta PX_t|$ e $\setminus \Delta PX_t \setminus$, além de X_t . Para solucionar o problema do viés resultante da simultaneidade destas variáveis, deve-se empregar o método de mínimos quadrados em dois estágios.

O procedimento sugerido por Fair e Jaffee constitui-se na substituição de $|\Delta \log PX_t|$ pelos valores estimados $|\Delta \log \hat{P}X_t|$ através da regressão de $|\Delta \log PX_t|$ contra os instrumentos apropriados. A dificuldade, segundo os autores, é que $|\Delta \log PX_t|$ deve ser zero sempre que $\Delta \log PX_t < 0$, de modo que não se deve estimar o primeiro estágio ao longo da amostra inteira. O procedimento consistente seria estimar o primeiro estágio apenas sobre aquela parte da amostra para a qual $\Delta \log PX_t \geq 0$ e utilizar os valores estimados para construir uma série para $|\Delta \log \hat{P}X_t|$ inserindo zeros nos períodos em que $\Delta \log PX_t < 0$. Tratamento simétrico deveria ser empregado na construção de $\setminus \Delta \log \hat{P}X_t \setminus$.

O passo seguinte seria construir a série $\log \hat{PX}_t = \Delta \log \hat{PX}_t + \Delta \log \hat{PX}_t + \log PX_{t-1}$. Fair e Jaffee observam que $\Delta \log \hat{PX}_t$ e $\Delta \log PX_t$ devem ser estimados para períodos mutuamente exclusivos.

O Método Quantitativo permite a estimação dos parâmetros das equações de oferta e de demanda, assim como do coeficiente de ajustamento λ , estimando-se os dois regimes ao longo da amostra inteira. A hipótese de desequilíbrio pode ser testada através da significância do coeficiente $1/\lambda$.

Amemiya (1974) mostra que o método de mínimos quadrados em dois estágios usual é consistente, mas que a variante deste método desenvolvida por Fair e Jaffee no Método Quantitativo é inconsistente. O autor argumenta que o procedimento correto consiste em estimar, no primeiro estágio, $\Delta \log \hat{PX}_t$, $\Delta \log PX_t$ e $\log PX_t$ utilizando todas as variáveis exógenas do modelo ao longo da amostra inteira, substituir os valores estimados para estas variáveis nas equações (15) e (16) e estimar este sistema no segundo estágio. Segundo Amemiya, o fato de que $\Delta \log \hat{PX}_t$ e $\Delta \log PX_t$ tenham alguns zeros inseridos não viola as condições de consistência dos estimadores de mínimos quadrados em dois estágios.⁵

Os Métodos Direcionais I e II e o Método Quantitativo, incorporando a correção proposta por Amemiya, foram empregados alternativamente na estimação do modelo de desequilíbrio apresentado na Subseção 4.2. Os resultados empíricos obtidos encontram-se descritos na seção que se segue.

5 — Resultados empíricos

Os modelos de equilíbrio e desequilíbrio para as exportações brasileiras de produtos manufaturados, descritos na seção anterior, foram estimados em sua forma estrutural pelo método de mínimos quadrados em dois estágios. Foram utilizados na estimação dados anuais para o período 1964/84.

5.1 — Dados utilizados

Até o início da década de 60 os esforços brasileiros na área de comércio exterior concentravam-se na substituição de importações. Somente a partir de 1964, a política de promoção às exportações começa, efetivamente, a ser implementada. Em face desta observação e, também, devido ao interesse específico em avaliar o comportamento das exportações de manufaturados

⁵ A inconsistência do método quantitativo de Fair e Jaffee está demonstrada em Amemiya (1974).

em anos recentes, optou-se pela utilização de uma amostra que cobre o período 1964/84. Os dados foram construídos da forma descrita a seguir.

A quantidade de exportações de manufaturados (X_t) está representada pelo índice de *quantum* das exportações da indústria de transformação calculado pela Fundação Getúlio Vargas.

O índice de preços das exportações em dólares (PX_t) foi medido pelo índice de preços das exportações da indústria de transformação, também fornecido pela Fundação Getúlio Vargas.

O índice de preços das exportações mundiais (PW_t) foi aproximado pelo valor unitário das importações mundiais, que se encontra no *International Financial Statistics (IFS)*, do Fundo Monetário Internacional. O índice de *quantum* das importações mundiais, também publicado no *IFS*, serviu como *proxy* para a renda mundial (YW_t).

A taxa de câmbio nominal cruzeiro/dólar (E_t) foi construída a partir de duas fontes de dados distintas: para o período 1964/68 foi utilizada a taxa efetiva de câmbio de exportação (nominal) para o setor secundário apresentada por Doellinger *et alii* (1973, Quadro I.7); o restante da série corresponde ao valor de compra médio anual fornecido pelo Banco Central do Brasil.

A taxa de incentivos às exportações de manufaturados (S_t) foi calculada por Musalem (1981). O alongamento da série foi construído por Braga e Markwald (1983). Para os anos de 1983 e 1984 foi repetida a taxa referente ao ano de 1982 por falta de dados disponíveis.

Os preços domésticos (P_t) estão representados pelo índice de preços por atacado dos produtos industrializados (conceito oferta global) calculado pela Fundação Getúlio Vargas.

O índice do produto potencial (Y_t^*) foi calculado pelo método de tendência a partir da série do produto efetivo da indústria. A expressão encontrada para o cálculo do produto potencial é dada por:

$$Y_t^* = Y_{t-1}^* \cdot \exp(0,7548)$$

Deve-se observar que a construção da série a partir deste método não permite captar certas flutuações cíclicas no crescimento da capacidade. No entanto, os resultados encontrados a partir da estimação do modelo com a utilização de séries calculadas com o emprego de métodos alternativos não foram satisfatórios.

A série da produção industrial utilizada é a publicada nas Contas Nacionais pela Fundação Getúlio Vargas.

A variável utilização da capacidade produtiva doméstica foi representada pela razão entre o produto efetivo e o produto potencial da indústria.⁶

⁶ A série completa dos dados utilizados encontra-se no Apêndice ao final deste trabalho.

5.2 — Estimação do modelo de equilíbrio

O modelo de equilíbrio foi estimado em sua forma estrutural e o método empregado na estimação foi o de mínimos quadrados em dois estágios. A amostra utilizada continha 21 observações.

Na estimação do modelo de equilíbrio verifica-se que todos os coeficientes das equações de oferta e demanda apresentam os sinais esperados e são estatisticamente significativos ao nível de 1%.

A elasticidade-preço da oferta é aproximadamente unitária, segundo o coeficiente da variável que capta o efeito-preço na equação (1.2). Este resultado é ligeiramente superior ao encontrado por Cardoso e Dornbusch (1980). Braga e Markwald (1983), por outro lado, encontraram elasticidades-preço sensivelmente mais elevadas para a equação de oferta em seu modelo de equilíbrio. Os autores chamam atenção para o fato de que suas estimativas para a elasticidade-preço de longo prazo são geralmente superiores aos valores de "consenso na profissão".

O coeficiente da variável utilização da capacidade, além de mostrar-se estatisticamente significativo, indica que a elasticidade das exportações com relação a esta variável é igual a $-1,3$. Este resultado sugere que um aquecimento da demanda interna e a conseqüente redução do hiato do produto influenciam substancialmente a oferta de exportações, provocando uma redução nas mesmas.

Cardoso e Dornbusch (1980) encontram uma elasticidade para a utilização da capacidade de $-1,6$.⁷ Uma vez que a especificação utilizada por Cardoso e Dornbusch é ligeiramente diferente da estimada em (1.2), são necessárias algumas operações algébricas de modo a tornar os dois resultados comparáveis.⁸ Feitas estas operações, conclui-se que a elasticidade das exportações com relação à utilização de capacidade encontrada pelos autores, e que pode ser comparada com o resultado apresentado em (1.2), é $-0,6$. Por outro lado, o coeficiente encontrado por Pinto (1983) para a variável utilização da capacidade em sua equação de oferta não é estatisticamente significativo. Já Braga e Markwald (1983) encontram valores para esta elasticidade, através da estimação de seu modelo de equilíbrio, que estão bastante próximos aos encontrados em (1.2).

⁷ Na realidade, o coeficiente da variável utilização da capacidade que aparece na regressão apresentada por Cardoso e Dornbusch é igual a $-0,016$. A variável utilizada pelos autores, no entanto, é $100 \cdot \log \left(\frac{Y}{Y^*} \right)$. Torna-se necessário, portanto, multiplicar por 100 o coeficiente encontrado para esta variável para se obter a elasticidade desejada.

⁸ Cardoso e Dornbusch supõem que a elasticidade das exportações com relação ao produto efetivo é unitária:

$$\log \frac{X}{Y} = \alpha_0 + \alpha_1 \log \left(\frac{PX \cdot E \cdot (1 + S)}{P} \right) + \alpha_2 \log \frac{Y}{Y^*}$$

Rearrmando a equação, obtém-se:

$$\log \frac{X}{Y^*} = \alpha_0 + \alpha_1 \log \left(\frac{PX \cdot E \cdot (1 + S)}{P} \right) + (1 + \alpha_2) \log \frac{Y}{Y^*}$$

TABELA 1

Equação de oferta — modelo de equilíbrio — dados anuais (1964/84)

Método	Variável dependente	C	$\log \left(\frac{P \cdot X \cdot E \cdot (1 + S)}{P} \right)$	$\log U$	R ²	\bar{R}^2	F	D.W.	SER	RHO
(1.1) 2SLS	$\log \left(\frac{X}{Y^*} \right)$	-3,3391 (-12,3553)	1,1584 (12,1950)	-1,4554 (-4,9459)	0,8003	0,8781	73,07	1,4608	0,1481	—
(1.2) TSCORC	$\log \left(\frac{X}{Y^*} \right)$	-3,1527 (-8,6306)	1,0983 (8,6858)	-1,2937 (-3,6655)	0,8855	0,8728	65,75	1,5643	0,1374	0,2471

NOTA: Os valores entre parênteses correspondem às estatísticas *t* de Student.

TABELA 2

Equação de demanda — modelo de equilíbrio — dados anuais (1964/84)

Método	Variável dependente	C	$\log \left(\frac{P \cdot X}{P \cdot W} \right)$	$\log YW$	R ²	\bar{R}^2	F	D.W.	SER	RHO
(2.1) 2SLS	$\log X$	-5,7808 (-15,9934)	-1,5918 (-0,1912)	2,2435 (26,7224)	0,9800	0,9778	441,86	1,1076	0,1321	—
(2.2) TSCORC	$\log X$	-6,0627 (-9,5493)	-1,3794 (-4,0771)	2,3139 (16,0320)	0,9815	0,9794	451,33	1,8250	0,1187	0,4049

NOTA: Os valores entre parênteses correspondem às estatísticas *t* de Student.

A equação de demanda apresentada na Tabela 2 apresenta uma elasticidade-preço de 1,4. Este coeficiente é estatisticamente significativo e seu valor indica que a demanda externa por exportações brasileiras de manufaturados é elástica com relação aos preços. Pode-se concluir, no entanto, que a hipótese de que o Brasil enfrenta uma curva de demanda com elasticidade-preço infinita não é adequada, uma vez que esta elasticidade não apresenta valor elevado. Esta conclusão também está de acordo com os resultados obtidos por Pinto (1983), para quem a elasticidade-preço da demanda é ligeiramente inferior, em valor absoluto, à apresentada acima. Deve-se ressaltar, no entanto, que a variável PW utilizada por este autor refere-se ao preço das importações mundiais de manufaturados, o que torna esta comparação pouco precisa. Braga e Markwald (1983) encontram valores elevados, porém finitos, para esta elasticidade.

O coeficiente encontrado para a variável renda externa é bastante significativo e indica que a demanda externa por exportações é elástica em relação a variações na renda mundial. Este resultado é semelhante aos encontrados na literatura brasileira e vem reforçar a hipótese de que para avaliar o desempenho das exportações brasileiras de produtos manufaturados é necessário especificar-se um modelo simultâneo com equações de oferta e demanda.

5.3 — Estimação do modelo de desequilíbrio

O modelo de desequilíbrio foi estimado alternativamente pelos três últimos métodos descritos na Subseção 3.3, que utilizam a técnica de mínimos quadrados em dois estágios no processo de estimação.

Na implementação do "Método Direcional I", o primeiro passo foi separar a amostra em regimes de oferta e demanda a partir da observação da variação nos preços em dólares das exportações de manufaturados. A equação de oferta foi estimada somente para os períodos de elevação dos preços, utilizando-se como variável dependente a quantidade de exportações de manufaturados verificada nestes anos. Na estimação da equação de demanda foram considerados apenas os períodos em que se observou uma queda nos preços das exportações. Em 1978, estes preços mantiveram-se constantes e as quantidades transacionadas neste período foram incluídas nas duas equações, de acordo com o critério descrito na seção anterior.

Os resultados encontrados na estimação do modelo de desequilíbrio com o emprego do "Método Direcional I" estão apresentados nas Tabelas 3 e 4.

A estimação do modelo de desequilíbrio pelo "Método Direcional I" gerou coeficientes estatisticamente significativos para ambas as equações. Os sinais dos coeficientes estão de acordo com o esperado teoricamente.

As elasticidades-preço da demanda e da oferta, assim como a elasticidade-renda da demanda externa e a elasticidade da oferta com relação à utilização da capacidade doméstica, assumem, nas equações apresentadas nas Tabelas 3 e 4, valores muito próximos aos encontrados na estimação do modelo de equilíbrio.

TABELA 3

Equação de oferta — modelo de desequilíbrio — Método Direcional I

Período	Variável dependente	C	$\log \left(\frac{PX \cdot E \cdot (1+S)}{P} \right)$	$\log U$	R^2	\bar{R}^2	F	D.W.	SER
1964, 1966, 1968, 74, 1977/80 e 1984	$\log \left(\frac{X}{Y^*} \right)$	-3,5140 (-11,6206)	1,2199 (11,2962)	-1,4410 (-3,9676)	0,9201	0,9056	63,32	1,0014	0,1307

NOTA: Os valores entre parênteses correspondem às estatísticas *t* de Student.

TABELA 4

Equação de demanda — modelo de desequilíbrio — Método Direcional I

Período	Variável dependente	C	$\log \left(\frac{PX}{PW} \right)$	$\log YW$	R^2	\bar{R}^2	F	D.W.	SER
1965, 1967, 1975, 1976, 1978, 1981/83	$\log X$	-5,3055 (-10,9285)	-1,4210 (-4,2857)	2,1481 (19,0319)	0,9891	0,9847	226,48	4,9608	0,1125

NOTA: Os valores entre parênteses correspondem às estatísticas *t* de Student.

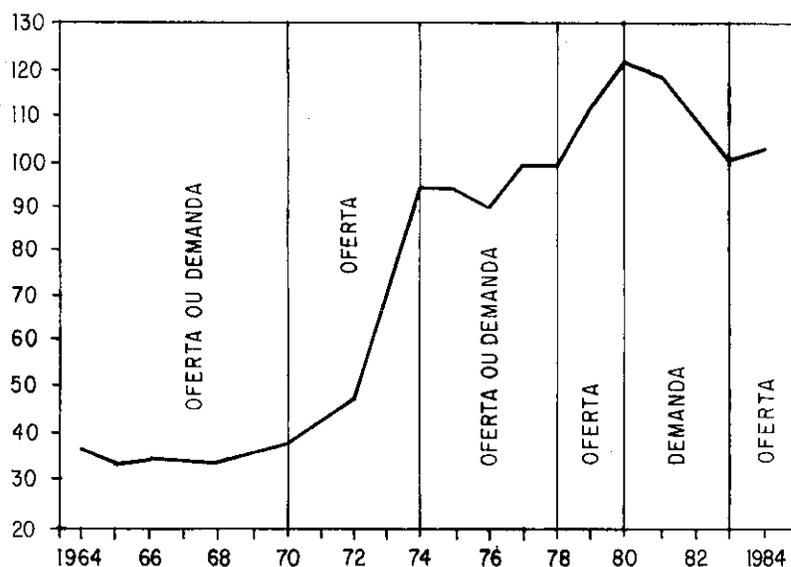
As estatísticas $\overline{R^2}$ apresentam valores bastante elevados e são ligeiramente superiores aos valores obtidos nas regressões do modelo de equilíbrio. O erro-padrão da regressão (SER), encontrado tanto na equação de oferta quanto na equação de demanda, é um pouco inferior aos correspondentes no modelo de equilíbrio.

Deve-se salientar, contudo, que, além das limitações quanto à consistência dos parâmetros estimados, já levantadas na seção anterior, a separação da amostra em regimes de oferta e demanda reduz substancialmente o número de graus de liberdade disponíveis para a estimação de cada equação. No caso específico do modelo aqui estimado, verifica-se que a equação de demanda conta apenas com oito observações, enquanto a equação de oferta foi estimada com 14 observações.

Na estimação do modelo de desequilíbrio pelo Método Direcional II separa-se a amostra em períodos nos quais a direção do movimento dos preços é evidente, classificando-os nos regimes de oferta ou demanda. Para os períodos em que se observam ligeiras oscilações nos preços, tornando duvidosa sua classificação, são feitas hipóteses alternativas quanto aos regimes prevalentes. Obtém-se, desta forma, separações alternativas para a amostra, em lugar de uma única classificação, como no procedimento proposto no Método Direcional I.

As classificações alternativas da amostra em regimes de oferta e demanda podem ser visualizadas no gráfico a seguir.

PREÇO DE EXPORTAÇÃO DE PRODUTOS MANUFATURADOS (Base:1977=100)



Observa-se que nos períodos 1965/70 e 1975/78 os preços apresentaram oscilações, sendo classificados alternativamente nos regimes de oferta e demanda. Para 1971/74, 1979/80 e 1984 verifica-se uma nítida elevação nos preços, o que indica que as quantidades demandadas foram maiores que as ofertadas. Pela "hipótese de mínimo", que caracteriza o modelo de desequilíbrio, classificam-se estes períodos no regime de oferta. Nos anos de 1981 a 1983 predomina a restrição de demanda.

O modelo de desequilíbrio é, então, estimado para as quatro classificações alternativas resultantes da separação da amostra. Na realidade, apenas três classificações são estimadas, uma vez que uma delas deixa apenas três observações para a estimação da função de demanda, tornando-a inviável.

As três classificações restantes foram estimadas por mínimos quadrados em dois estágios e, a partir dos resultados obtidos, calculou-se a função de máxima verossimilhança, descrita na seção anterior, para cada combinação.⁹ As estimativas obtidas a partir da separação da amostra que maximizou a função de verossimilhança estão apresentadas a seguir.

O Método Direcional II tem as mesmas limitações encontradas no Método Direcional I no que diz respeito ao reduzido número de observações disponíveis para a estimação de cada uma das equações. Por outro lado, este método abre espaço para que se leve em consideração a possibilidade de que algum erro esteja presente na classificação da amostra a partir da direção da variação dos preços.

Todos os coeficientes apresentam o sinal esperado e são estatisticamente significativos ao nível de 1%. As elasticidades obtidas para a função de oferta nesta estimação são muito semelhantes às encontradas com o emprego do Método Direcional I. As estatísticas \bar{R}^2 e F indicam, no entanto, que o ajustamento da equação de oferta resultante da estimação pelo Método Direcional II é inferior ao obtido pelo método anterior.

A elasticidade-preço da demanda apresentada na Tabela 6 é bastante superior às resultantes da estimação do modelo de equilíbrio e de desequilíbrio pelo Método Direcional I. A elasticidade-renda da demanda externa, por outro lado, é ligeiramente inferior. Nota-se, em particular, que o erro-padrão da regressão é substancialmente menor do que o encontrado na Tabela 4.

Por fim, estimou-se o modelo de desequilíbrio pelo Método Quantitativo incorporando as observações de Amemiya (1974), conforme sugerido na seção anterior. Este método tem a vantagem de empregar a amostra inteira no processo de estimação dos regimes de oferta e demanda, além de per-

⁹ Para calcular a função de máxima verossimilhança a partir dos resultados obtidos por mínimos quadrados em dois estágios, foi necessário transformar os desvios-padrão de modo a torná-los compatíveis:

$$\sigma_x^2 = \sigma^2 \cdot \frac{N-3}{N}$$

onde σ_x^2 é a variância estimada pelo método de máxima verossimilhança e σ^2 resultante do método de mínimos quadrados em dois estágios.

TABELA 5

Equação de oferta — modelo de desequilíbrio — Método Direcional II

Período	Variável dependente	C	$\log \left(\frac{P_X \cdot E \cdot (1 + S)}{P} \right)$	$\log t$	R^2	\bar{R}^2	F	D.W.	SER
1971/80, 1984	$\log \left(\frac{X}{Y^*} \right)$	3,6047 (-4,2070)	1,2392 (4,3889)	-1,4432 (-3,5680)	0,7366	0,6708	11,1848	1,3605	0,1454

NOTA: Os valores entre parênteses correspondem às estatísticas *t* de Student.

TABELA 6

Equação de demanda — modelo de desequilíbrio — Método Direcional II

Período	Variável dependente	C	$\log \left(\frac{P_X}{P_W} \right)$	$\log YW$	R^2	\bar{R}^2	F	D.W.	SER
1965/70, 1981/83	$\log X$	-4,8987 (-12,9627)	-2,9736 (-6,2637)	1,9633 (18,5562)	0,9953	0,9951	799,81	3,8795	0,0736

NOTA: Os valores entre parênteses correspondem às estatísticas *t* de Student.

mitir que seja testada a hipótese de desequilíbrio através da significância do coeficiente $1/\lambda$. No processo de estimação foi utilizada a técnica de mínimos quadrados em dois estágios.

No primeiro estágio foram estimados valores para $\log PX_t$, $/\Delta \log PX_t/$ e $\backslash \Delta \log PX_t \backslash$ utilizando-se todas as variáveis exógenas do modelo como instrumentos.¹⁰ Estas variáveis são substituídas, no segundo estágio, pelos respectivos valores estimados.

No processo de estimação, é necessário levar em consideração que o coeficiente da variável variação dos preços das exportações deve ser o mesmo nas equações de oferta e demanda. Para tanto, no segundo estágio utilizou-se um artifício que consiste na estimação de uma única equação englobando as variáveis de oferta e de demanda. A equação é estimada para $2N$ observações, sendo as N primeiras correspondentes às variáveis que determinam a quantidade demandada e as N últimas relativas à oferta. As variáveis explicativas da demanda assumem valor zero para as N últimas observações, enquanto as da oferta são nulas nas N primeiras. Os valores estimados no primeiro estágio para $/\Delta \log PX_t/$ e $\backslash \Delta \log PX_t \backslash$ são agregados sob uma nova denominação, sendo as N primeiras observações relativas a $/\Delta \log PX_t/$ e as N últimas a $\backslash \Delta \log PX_t \backslash$.

Desta forma, obtém-se um único coeficiente para esta variável, que é composta pelos valores estimados das variações positivas e negativas dos preços das exportações brasileiras de manufaturados.

Os resultados encontrados na estimação do modelo pelo Método Quantitativo, utilizando o artifício descrito acima, são apresentados a seguir.¹¹

¹⁰ Os resultados encontrados na estimação do primeiro estágio da equação para $\log PX_t$ são:

$$\begin{aligned} \log PX_t = & -0,2134 + 0,0886 \log \left(\frac{E_t \cdot (1 + S_t)}{P_t} \right) + 0,7438 \log PW_t + 0,4887 \log YW_t + \\ & (-0,2683) \quad (0,3226) \quad (2,2685) \quad (0,7115) \\ & + 0,4371 \log U_t - 0,3627 \log Y^* + 0,1815 \log PX_{t-1} \\ & (0,8478) \quad (-0,5056) \quad (0,8055) \\ R^2 = & 0,9877; \quad F = 187,03; \quad D.W. = 1,0187; \quad SER = 0,0691 \end{aligned}$$

Deve-se observar que, ao se introduzir nesta equação as variáveis utilização da capacidade doméstica e produto potencial sem qualquer restrição aos seus coeficientes, pode-se estar dando lugar à presença de multicolinearidade. Ao se reestimar a equação retirando-se a variável $\log U_t$, todos os coeficientes tornaram-se significativos, com exceção daquele relativo à variável $\log \left(\frac{E \cdot (1 + S)}{P} \right)$. Por outro lado, quando a variável omitida é $\log Y^*$, apenas os coeficientes de $\log U_t$ e $\log PW_t$ tornam-se significativos.

¹¹ A rigor, a regressão apresentada na Tabela 7 corresponde a uma equação de demanda na medida em que a variável dependente $\log X$ é calculada por:

$$\log X_t = \log X_t^s - \frac{1}{\lambda} \backslash \Delta \log PX \backslash$$

A quantidade efetivamente transacionada corresponde à quantidade demandada, uma vez que a variação de preços é negativa. Entretanto, como as elasticidades-preço e renda da oferta aparecem nesta equação, optou-se pela denominação "Equação de Oferta", que é empregada por Fair e Jaffee (1972). A mesma observação é válida para a Tabela 8.

TABELA 7

Equação de oferta — modelo de desequilíbrio — Método Quantitativo (1964/84)

Variável dependente	C	$\log \left(\frac{PX \cdot E \cdot (1 + S)}{P} \right)$	$\log U$	$\Delta \log PX \setminus$	R^2	\bar{R}^2	F	D.W.	SER
$\log \left(\frac{X}{Y^*} \right)$	-3,3522 (-13,5030)	1,1661 (13,3402)	-1,4777 (-5,4378)	-0,2818 (-0,9622)	0,9101	0,8942	57,37	1,5733	0,0780

NOTA: Os valores entre parênteses correspondem às estatísticas *t* de Student.

TABELA 8

Equação de demanda — modelo de desequilíbrio — Método Quantitativo (1964/84)

Variável dependente	C	$\log \left(\frac{PX}{PW} \right)$	$\log YW$	$\Delta \log PX /$	R^2	\bar{R}^2	F	D.W.	SER
$\log X$	-5,8193 (-25,6478)	-1,4310 (-6,9336)	2,2611 (41,5119)	-0,2818 (-0,9622)	0,9925	0,9917	749,89	2,1265	0,0786

NOTA: Os valores entre parênteses correspondem às estatísticas *t* de Student.

Em face da utilização do artifício de estimação de uma equação única para as funções de oferta e demanda, tornou-se necessário testar a hipótese de heterocedasticidade, uma vez que a variância dos erros associados à regressão de oferta poderia tender a ser diferente daquela relacionada com a equação de demanda. Para tanto, foi empregado o teste de Goldfeld e Quandt, confirmando-se a presença de heterocedasticidade, que implica estimativas ineficientes para os parâmetros. A correção para heterocedasticidade foi feita dividindo-se as observações de todas as variáveis da função de oferta pela razão entre os desvios-padrão das regressões da demanda e da oferta. Este procedimento torna a variância estimada para a regressão de oferta igual à da demanda.¹² Os resultados apresentados nas Tabelas 7 e 8 já incorporam esta correção.

Os coeficientes das equações de oferta e de demanda são todos estatisticamente significativos ao nível de 1% e apresentam os sinais esperados teoricamente.

A elasticidade-preço da oferta assume um valor bastante próximo aos obtidos pela estimação do modelo de equilíbrio e dos demais métodos para o modelo de desequilíbrio. Sua comparação direta com os resultados descritos anteriormente fica dificultada, no entanto, pelo fato de que parte do efeito-preço é captada pela variável variação nos preços em dólares dos produtos exportados, que é composta por $\log PX_t - \log PX_{t-1}$. Cabe notar, no entanto, que, dada a reduzida magnitude do coeficiente estimado para esta variável, o coeficiente encontrado para a variável que capta o efeito-preço na equação de oferta pode ser utilizado como aproximação para a elasticidade-preço. O valor obtido para a elasticidade da oferta com relação à utilização da capacidade doméstica é muito semelhante aos encontrados nas estimativas anteriores.

A elasticidade-preço da demanda também assume um valor bastante próximo aos obtidos nas estimações do modelo de equilíbrio e do modelo de desequilíbrio com o emprego do Método Direcional I, sendo inferior, porém, ao estimado pelo Método Direcional II. Esta comparação sofre algumas restrições na medida em que, também aqui, o efeito-preço está sendo captado, em parte, pela variável $|\Delta \log PX_t|$. Pode-se notar, mesmo assim, que a elasticidade-preço da demanda é finita e estatisticamente significativa. A elasticidade-renda da demanda externa é bastante semelhante às apresentadas nas tabelas anteriores.

O coeficiente das variáveis $|\Delta \log PX_t|$ e $\Delta \log PX_t$ apresenta o sinal esperado, sendo estatisticamente significativo apenas ao nível de 40%.

¹² Esta igualdade pode ser comprovada da seguinte forma: seja $\delta = \frac{\sigma_s}{\sigma_d}$; dividindo-se a equação de oferta por δ e calculando-se a variância do erro μ^* , obtém-se:

$$\text{Var} \left(\frac{\mu^*}{\delta} \right) = \frac{1}{\delta^2} \text{Var} (\mu^*) = \frac{\sigma_d^2}{\sigma_s^2} \cdot \sigma_s^2 = \sigma_d^2 = \text{Var} (\mu^d)$$

Este procedimento torna as variâncias da oferta e da demanda iguais.

A dimensão do racionamento em cada período de tempo é dada por $-0,2818/\Delta \log PX_i/$ ou $-0,2818\Delta \log PX_i\backslash$, dependendo da direção do movimento de preços ao longo do tempo e, portanto, do lado do mercado que esteve racionado em cada período.

A equação de oferta apresenta um bom padrão de ajustamento, com uma estatística \bar{R}^2 apenas inferior à estimação do modelo de desequilíbrio através do Método Direcional I. Observa-se, ainda, que o erro-padrão da regressão é significativamente inferior aos obtidos nos demais métodos.

O valor encontrado para o coeficiente de ajustamento da equação de demanda é significativamente elevado e, assim como na equação de oferta, o erro-padrão da regressão assume um valor bastante reduzido se comparado aos obtidos no modelo de equilíbrio e na estimação do modelo de desequilíbrio pelo Método Direcional I.

As Tabelas 9 e 10 apresentadas a seguir facilitam a comparação das elasticidades retiradas das equações de oferta e demanda.

TABELA 9

Elasticidades-preço e com relação à utilização da capacidade de oferta de exportações brasileiras de manufaturados

Equações	Elasticidade-preço	Elasticidade com relação à utilização da capacidade
5.1	1,0983	-1,2957
5.3	1,2199	-1,4410
5.5	1,2392	-1,4432
5.7	1,1661	-1,4777

TABELA 10

Elasticidades-preço e renda da demanda de exportações brasileiras de manufaturados

Equações	Elasticidade-preço	Elasticidade-renda
5.2	-1,3794	2,3139
5.4	-1,4210	2,1481
5.6	-2,9736	1,9633
5.8	-1,4310	2,2611

Observa-se que o valor das diversas elasticidades apresenta uma variabilidade muito reduzida quando se comparam os resultados obtidos através da estimação dos modelos de equilíbrio e de desequilíbrio. A elasticidade-preço da demanda constitui uma exceção, na medida em que seus valores oscilam entre 1,3794 e 2,9736. Deve-se considerar, todavia, que os valores encontrados para este coeficiente através da estimação do modelo de equilíbrio e do emprego do Método Direcional I e do Método Quantitativo para o modelo de desequilíbrio estão muito próximos entre si. A pequena variabilidade observada para estas elasticidades é, ainda, bastante inferior à encontrada por Braga e Markwald (1983), que obtêm valores que vão de 2,18 a 7,57.

Apesar da oscilação verificada para a elasticidade-preço da demanda, esta não assume valores muito elevados em nenhuma das estimações alternativas, o que indica que se pode descartar a hipótese de que a curva de demanda seja infinitamente elástica.

6 — Conclusões

A análise do desempenho das exportações brasileiras de produtos manufaturados durante o período 1964/84 sugere que tanto fatores de oferta quanto fatores de demanda foram importantes para a sua determinação. Apesar de influenciarem decisivamente a quantidade ofertada, a política cambial, os incentivos fiscais e creditícios à atividade exportadora e o grau de utilização da capacidade produtiva doméstica não são suficientes para explicar este desempenho. Restrições de demanda externa, resultantes de redução do nível de atividade internacional, práticas protecionistas ou problemas de preços relativos, por exemplo, podem atuar como limites à expansão das exportações.

Os resultados encontrados na estimação do modelo de equilíbrio foram bastante satisfatórios e sugerem que as especificações das equações de oferta e demanda constituem uma representação bastante razoável para o mercado de exportações brasileiras de manufaturados.

A hipótese de que preços e quantidades ajustam-se instantaneamente de modo a igualar oferta e demanda dentro do período de tempo observado não pode ser, contudo, definitivamente abandonada, uma vez que o coeficiente acima mencionado é estatisticamente significativo apenas ao nível de 40%. Desta forma, o teste para a hipótese de desequilíbrio realizado a partir da estimação do modelo pelo Método Quantitativo não permite que se obtenha uma conclusão precisa quanto ao processo de ajustamento que melhor descreve o funcionamento do mercado de exportações brasileiras de produtos manufaturados.

Apêndice estatístico — dados utilizados

Anos	X	PX	PW	P	E	S	Y	Y*	YW
1964	13,13	36,62	38,66	4,11	1,02	0,004	33,30	33,75	39,85
1965	21,20	32,87	39,14	6,63	1,60	0,050	31,74	36,39	42,85
1966	22,11	34,29	39,78	8,77	2,02	0,050	34,85	39,25	46,36
1967	24,79	33,60	39,62	11,01	2,62	0,213	35,89	42,33	45,76
1968	26,37	34,63	39,30	14,36	3,34	0,262	40,66	45,64	54,57
1969	32,26	36,28	40,26	17,26	4,03	0,340	45,59	49,22	60,63
1970	37,74	38,31	42,17	20,17	4,56	0,438	50,33	53,08	66,62
1971	39,25	42,53	44,57	23,70	5,25	0,475	56,37	57,24	70,54
1972	58,49	47,51	47,92	27,50	5,90	0,485	63,66	61,63	76,86
1973	66,79	67,05	59,11	31,61	6,09	0,505	73,98	66,57	86,08
1974	73,21	94,25	83,39	40,90	6,75	0,525	80,83	71,79	89,27
1975	77,74	93,49	90,73	52,83	8,08	0,623	85,61	77,42	84,98
1976	80,75	89,27	91,85	71,85	10,61	0,740	96,23	83,49	94,93
1977	100,00	100,00	100,00	100,00	14,07	0,715	100,00	90,03	100,00
1978	118,70	100,00	109,74	133,34	17,98	0,730	107,25	97,09	105,84
1979	134,20	112,00	131,15	210,54	26,68	0,670	114,09	104,70	111,57
1980	163,80	122,10	159,74	428,83	52,61	0,585	123,10	112,90	112,69
1981	205,40	120,20	157,51	898,55	92,89	0,668	116,36	121,80	113,45
1982	184,20	109,20	149,36	1 795,90	179,47	0,648	117,01	131,30	113,31
1983	217,20	101,40	141,69	4 379,34	577,36	0,648	109,11	141,60	113,88
1984	275,80	103,10	138,01	14 196,50	1 833,45	0,648	115,55	152,60	124,02

Abstract

The objective of the paper is the estimation of simultaneous models for manufacturing exports from Brazil. Two different models are specified, respectively in equilibrium and disequilibrium analyses. The latter one assumes that prices are rigid, what causes rationing among economic agents. After discussing the models' specification, the results of estimation are presented and contrasted to other ones available in the literature.

Bibliografia

- AMEMIYA, T. A note of Fair and Jaffee model. *Econometrica*, 42 (4), 1974.
- AURIKKO, E. Testing disequilibrium adjustment models for Finnish export of goods. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 47 (1), Feb. 1985.
- BRAGA, H. C., e MARKWALD, R. A. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 13 (3):707-44, dez. 1983.
- CARDOSO, E., e DORNBUSCH, R. Uma equação para as exportações brasileiras de produtos manufaturados. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 34 (3), 1980.
- DOELLINGER, C. von, et alii. *Transformação da estrutura das exportações brasileiras: 1964/70*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1973 (Coleção Relatórios de Pesquisa, 14).
- FAIR, R. C., e JAFFEE, D. M. Methods of estimation for markets in disequilibrium. *Econometrica*, 40 (3), May 1972.
- GOLDENSTEIN, L. *Da heterodoxia ao FMI: a política econômica de 1979 a 1982*. Dissertação de Mestrado. Campinas, 1985.
- GOLDSTEIN, M., and KHAN, M. The supply and demand for exports: a simultaneous approach. *The Review of Economics and Statistics*, 60 (2), May 1978.
- HOUTHAKKER, H. S., e TAYLOR, L. D. *Consumer demand in United States*. 2. ed. Cambridge, Mass., Harvard University Press, 1970.
- MUSALEM, A. R. Política de subsídios e exportações de manufaturados no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 35 (1), 1981.
- PINTO, M. B. P. *O potencial das exportações brasileiras de manufaturados*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, maio 1983 (Programa Nacional de Pesquisa Econômica — PNPE. Série Fac-Símile, 12).

QUANDT, R. E. The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separate regimes. *American Statistical Association Journal*, Dec. 1958.

———. Econometric disequilibrium models. *Econometric Review*, 1 (1), 1982.

Rios, S. M. C. P. *Um modelo de desequilíbrio para as exportações brasileiras de produtos manufaturados*. Dissertação de Mestrado. Rio de Janeiro, PUC/Departamento de Economia, 1986.

(Originais recebidos em janeiro de 1987. Revisos em maio de 1987.)