

Índices de exportação para o Brasil: 1974/88*

ARMANDO CASTELAR PINHEIRO**
RONALDO SERÔA DA MOTTA***

Este trabalho relata os procedimentos adotados na estimação de séries mensais e anuais de índices de preço e de quantidade para as exportações brasileiras no período 1974/88. Discute-se, em particular, a utilização de diferentes fórmulas de agregação (Laspeyres, Fisher, etc.) e de formas alternativas de transformação de comparações bilaterais em séries multiperiodais. Conclui-se pela adoção do índice de Fisher, na forma encadeada para as séries anuais e na forma mista (encadeada com direta) para as observações mensais.

1 - Introdução

Nas situações mais comuns de estimação de índices os procedimentos podem ser divididos, de maneira geral, nas seguintes etapas: primeiro, a seleção de uma fórmula para o índice; segundo, a definição de uma forma de transformação das comparações bilaterais em séries multiperiodais ou multilaterais; e, por fim, a análise dos dados, não apenas devido aos problemas usuais, mas também para avaliar questões de homogeneidade dos produtos e de cobertura.

A teoria de números índices é particularmente desenvolvida no que se refere à seleção de fórmulas [Samuelson e Swamy (1974) e Diewert (1976, 1978, 1986 e 1988)]. Apesar disso, a inexistência de um índice que seja sempre melhor que os demais contribui para tornar o problema mais indefinido, permitindo assim a coexistência de pelo menos três critérios de seleção: o (neo)estatístico, o axiomático ou de teste e o econômico. Apesar de também analisada na literatura, a questão da composição de índices é particularmente inconclusiva, inexistindo critérios claros de que passos seguir na escolha do que aqui se denominará de forma do índice [Szulc (1983) e Triplett (1988)]. Por fim, a questão do tratamento dos dados tem sido

* Os autores agradecem o auxílio de Cláudio Soares de Sousa, o apoio computacional laborioso e sempre muito competente de Carmem Falcão Argolo e os comentários e estímulos de Ricardo Markwald, dos participantes de seminário no IPEA-Rio e de dois pareceristas anônimos desta revista.

** Do IPEA-Rio e da FEA/UFRJ.

***Do IPEA-Rio.

considerada quase que exclusivamente pelas agências oficiais de estatística, tornando-se assim uma das áreas em que é maior a lacuna de conhecimentos [ver Triplett (1988), Norwood (1990) e Trajtenberg (1990)].

Diante deste quadro, a inexistência de procedimentos que sejam, por assim dizer, ótimos contribui para que a estimação de índices seja sempre dependente da experiência do analista. Mas, talvez mais importante do que isso, faz com que as estimativas alheias sejam muitas vezes encaradas com desconfiança.

Neste trabalho se apresentam estimativas anuais e mensais para os índices de preço e de quantidade para as exportações brasileiras no período 1974/88. Como ficará claro, a estimação dos índices de exportação se enquadra no tipo de pesquisa que Edward Leamer classificou de "inferência *a la* Sherlock Holmes". Assim, a primeira parte do trabalho consiste em obter 135 índices de exportação (em si já um pequeno subconjunto do universo de candidatos) para na fase seguinte selecionar os quatro (de preço e de quantidade mensais e anuais) considerados melhores.

É importante deixar claro, contudo, que os autores estão conscientes da impossibilidade de se saber com certeza se os índices escolhidos são de fato melhores do que os deixados de fora. A conclusão de que não existe um melhor índice familiar a todos que já trabalharam com o tema decorre de ser impossível saber onde está o verdadeiro índice. Ao contrário de Sherlock Holmes, aqueles que trabalham com índices não dispõem daquela informação extra que acabaria por tornar famoso o detetive de *Sir Arthur Conan Doyle: a confissão*.

O plano deste trabalho é o seguinte: na próxima seção descrevem-se os procedimentos metodológicos utilizados, apresentando as nove fórmulas de índices estimadas e as três formas de composição das séries anuais e mensais; na Seção 3 faz-se uma breve descrição da base de dados e das críticas adotadas, examinando-se os problemas de cobertura e a maneira como se trataram as questões de mudança de qualidade; a quarta seção inicia com uma discussão dos resultados obtidos à luz da teoria de números índices, indicando como foram selecionadas a fórmula e a forma dos índices de exportação, e termina com a comparação dos índices computados com outros índices de exportação existentes na literatura; e na última seção resumem-se as principais conclusões.

2 - Metodologia

De acordo com Diewert (1986), pode-se descrever o "problema de número índice" da seguinte forma: suponha-se que se têm os preços $p^i = (p^i_1, \dots, p^i_N)$ e as quantidades $x^i = (x^i_1, \dots, x^i_N)$ de N bens relativos a uma unidade econômica i ou que pertençam à mesma unidade econômica em diferentes períodos para $i = 1, 2, \dots, I$. O problema de número índice consiste em achar I números P^i e X^i tal que:

$$P^i \cdot X^i = p^i \cdot x^i = \sum_n^N p^i_n \cdot x^i_n \quad \text{para } i = 1, \dots, I$$

onde P^i é o índice de preço para a unidade ou o período i e X^i o índice de quantidade correspondente. P^i é tido como representativo de todos os preços $p_n^i, n = 1, \dots, N$, da mesma forma que X^i deve ser representativo de todas as quantidades $x_n^i, n = 1, \dots, N$. Em que sentido exatamente P^i e X^i representam os preços e as quantidades de cada bem não é evidente e é essa ambigüidade que leva a diferentes critérios de seleção de números índices. Este trabalho faz referência a três desses critérios: o estatístico, o axiomático ou de teste e o econômico.

O critério estatístico está diretamente ligado à teoria quantitativa e ao princípio de neutralidade da moeda. Para o caso dos preços, no qual os índices estatísticos tiveram maior aplicação, supõe-se que todos os preços variem proporcionalmente em função de alterações na oferta de moeda, e sem que houvesse mudanças de preços relativos, a não ser um componente aleatório em princípio pouco importante. Supondo-se que esse componente aleatório se distribui simetricamente em torno de zero, a variação comum de preços poderia ser estimada por medidas de tendência central da distribuição da razão de preços. O melhor índice pelo critério estatístico é aquele que melhor estima a variação comum de preços.

A seleção de índices pelo critério axiomático consiste em submeter números índices a testes para verificar se estes têm propriedades desejáveis, as quais são em geral obtidas a partir de analogias com a razão de preços ou quantidades de um único bem. Não há um número índice que seja aprovado em todos os testes. Segundo o critério axiomático, o melhor índice é aquele que satisfaz o maior número de propriedades desejáveis, dadas as suas relevâncias em uma aplicação particular.

Ao contrário dos critérios estatístico e axiomático, o critério econômico considera os vetores de quantidades como o resultado de um processo de otimização restrita de um agente econômico que toma os preços como dados. Existindo uma função que o agente otimiza, que se chamará *função de agregação*, há um verdadeiro índice cuja variação de uma unidade econômica para outra ou de um período para outro é exatamente igual à variação da função de agregação. O objetivo do critério econômico é encontrar um índice que aproxime da melhor forma o verdadeiro índice. Ao aplicar os princípios do critério econômico é preciso, antes de decidir que índice utilizar, definir os agentes econômicos que se está estudando, que função estão otimizando e quais as restrições com que se deparam. Não existindo esse problema de otimização não há como utilizar o critério econômico na seleção de índices.

No caso deste trabalho, onde se analisam as exportações brasileiras, pode-se supor que as quantidades são determinadas de uma das duas formas limites: a) pelos exportadores, procurando maximizar seu lucro, dadas as restrições tecnológicas de praxe e as variáveis domésticas relevantes; e b) pelos consumidores estrangeiros, procurando minimizar suas despesas, dado um nível de renda e os preços de outros bens no mercado internacional e em seus mercados domésticos. Em ambos os casos, hipóteses de separabilidade bastante fortes são necessárias para que se possa interpretar os índices obtidos como mais do que uma média ou uma tendência central da distribuição empírica dos preços. Os resultados deste trabalho sugerem a maximização de uma função côncava, e por isso a hipótese mais plausível é que os índices de quantidade e preço, vistos pelo critério econômico, procuram aproxi-

mar, respectivamente, as variações das funções utilidade e despesa de um grande consumidor que seria o “resto do mundo”. A maior parte dos resultados obtidos utilizando o critério econômico requer ainda que as curvas de preferência do “resto do mundo” sejam homotéticas.

O cálculo dos índices de preços e de quantidades para as exportações brasileiras é feito neste trabalho utilizando-se nove diferentes fórmulas bilaterais de “agregação”: mediana, Laspeyres, Paasche, Sato-Vartia, Walsh, Fisher, Tornqvist (translog), Sidgwick-Bowley e Marshall-Edgeworth. As séries completas de *quantum* e de preços das exportações são obtidas de forma direta, encadeada e mista.

Todos esses números índices têm fórmulas iguais para índices de preço e índices de quantidade, desde que o preço (p_i) e a quantidade (x_i) de cada produto i da amostra ($i = 1, n$) sejam intercambiados de acordo. Assim, apenas as fórmulas para os índices de preço são apresentadas a seguir.

a) Mediana:

$$\text{IPM} = \text{mediana} (p_i^1 / p_i^0; i = 1, n)$$

b) Laspeyres:

$$\text{IPL} = \left(\sum_i^n p_i^1 x_i^0 \right) / \left(\sum_i^n p_i^0 x_i^0 \right)$$

c) Paasche:

$$\text{IPP} = \left(\sum_i^n p_i^1 x_i^1 \right) / \left(\sum_i^n p_i^0 x_i^1 \right)$$

d) Sato-Vartia:

$$\text{IPSV} = \sum_i^n L(p_i^1 x_i^1, p_i^0 x_i^0) / L(p^1 x^1, p^0 x^0) \ln (p_i^1 / p_i^0)$$

onde: $L(a,b) = (a - b) / (\ln a - \ln b)$, para $a \neq b$, e $L(a,a) = a$; $p^t = (p_1^t, \dots, p_n^t)$; e $x^t = (x_1^t, \dots, x_n^t)$, $t = 0, 1$.

e) Walsh:

$$IPW = \left[\sum_i^n p_i^1 (x_i^1 x_i^0)^{1/2} \right] / \left[\sum_i^n p_i^0 (x_i^1 x_i^0)^{1/2} \right]$$

f) Fisher:

$$IPF = (IPL \cdot IPP)^{1/2}$$

g) Tornqvist (translog):

$$IPT = \sum_i^n 1/2 [(p_i^1 x_i^1) / (p^1, x^1) + (p_i^0 x_i^0) / (p^0, x^0)] \ln (p_i^1 / p_i^0)$$

h) Sidgwick-Bowley:

$$IPSB = (IPL + IPP) / 2$$

i) Marshall-Edgeworth:

$$IPME = \left[\sum_i^n p_i^1 (x_i^1 + x_i^0) / 2 \right] / \left[\sum_i^n p_i^0 (x_i^1 + x_i^0) / 2 \right]$$

Os índices de Laspeyres e de Paasche dispensam maiores comentários devido à sua aplicação universal. Os índices de Sato-Vartia, Walsh, Fisher, Tornqvist, Sidgwick-Bowley e Marshall-Edgeworth são pseudo-superlativos, ou seja, no caso de funções de agregação homotéticas, eles fornecem aproximações de segunda ordem para a variação do verdadeiro índice, e são, ao menos em princípio, menos viesados.¹ Os índices de Walsh, de Fisher e de Tornqvist são também superlativos, isto é, exatos para funções de agregação flexíveis — respectivamente, as funções generalizadas de Leontief, quadrática e translog.² Os índices de Sato-Vartia e de Fisher são, além disso, ideais, segundo o critério de Fisher (1922). O índice mediana, originalmente proposto e defendido por Edgeworth, foi aqui incluído como ilus-

1 No caso de funções de agregação homotéticas, o viés de substituição será de terceira ordem na variação de preços ou quantidades [ver Samuelson e Swamy (1974) e Diewert (1976 e 1978)].

2 Note que a diferença entre índices superlativos e pseudo-superlativos é muito mais tênue do que essa nomenclatura sugere.

tração do critério estatístico, onde, como se pode verificar, não existem ponderações [ver Edgeworth (1918)].

Os índices apresentados acima são definidos para comparações bilaterais, isto é, comparações diretas entre dois períodos. Fixada uma base, eles podem ser utilizados para construir um índice de preço (ou de quantidade) de *forma direta*, isto é, comparando-se os preços e as quantidades de cada período diretamente com a base. Neste trabalho, o ano de 1980 será utilizado preferencialmente como base para os índices diretos, tanto mensais como anuais. Cabe lembrar que fixar um ano-base não implica que o índice tenha ponderações fixas. Pelo contrário, nos índices de comércio exterior, conhecendo-se os preços e as quantidades em cada período, é possível adotar ponderações móveis sempre que desejável.

Alternativamente, índices bilaterais podem ser utilizados de *forma encadeada*. Neste caso, a variação entre $t - 1$ e $t + 1$ é igual ao produto das variações entre $t - 1$ e t e entre t e $t + 1$. A escolha da base no caso de índices encadeados não altera a informação contida na série. Assim, apenas para facilitar a análise, o ano de 1980 será também fixado com valor 100 para os índices encadeados.

Finalmente, estes dois procedimentos podem ser combinados na *forma mista*, com a comparação entre t e $t + k$ sendo dada, por exemplo, pelo encadeamento das comparações diretas entre t e $t + r$ e $t + r$ e $t + k$. Neste trabalho, os índices mistos serão calculados para as séries mensais, combinando as comparações diretas de cada mês (tomando como base a média do ano anterior) e a série anual dos índices encadeados.

Índices de quantidade (preço) implícitos podem ser obtidos dividindo-se a razão dos valores exportados em cada período pelo índice de preço (quantidade) correspondente e são indicados quando — como no caso deste trabalho — as variações de preços são significativamente menores do que as de quantidades, já que assim a aproximação dada pelo índice de preços é mais exata.³ Além disso, este procedimento permite considerar na derivação dos índices de quantidade todas as informações disponíveis, e não apenas as contidas na amostra de trabalho. A forma implícita será calculada tanto para índices diretos como para encadeados e mistos.

3 - Base de dados

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos junto à Cacex, e correspondem ao valor e à quantidade exportados de cada produto nos anos de 1974 a 1988.⁴ O vetor de preços foi calculado dividindo-se o valor FOB pela quantidade exportada e, sempre que disponíveis, quantidades definidas em unidades que não kg foram utilizadas.⁵

3 A recíproca também é verdadeira, isto é, quando as variações de quantidade são menores do que as de preço, a forma implícita pode ser apropriada para obter o índice de preços.

4 Os dados mensais estão disponíveis em fitas magnéticas apenas para o período 1977/88.

5 O uso de unidades mais específicas do que kg deve reduzir os problemas de mudança de qualidade.

De forma a garantir maior grau de homogeneidade para os produtos (subscrito *i*), o nível de desagregação a oito dígitos foi adotado. Isto resultou em um número de produtos ($= n$) variando entre um mínimo de 3.737 em 1974 e um máximo de 5.952 em 1986, conforme pode ser visto na Tabela 1.

Uma análise crítica dos dados foi necessária por três razões: *a*) porque muitos produtos saíam ou entravam na pauta de exportações em cada período; *b*) porque se suspeitava que, apesar da desagregação adotada, ainda restavam casos de mudanças significativas de qualidade de produtos; e *c*) devido aos usuais erros de digitação e medida (por exemplo, valores em toneladas reportados como se fossem quilos).

No primeiro caso, a solução foi selecionar apenas produtos com valores FOB diferentes de zero em ambos os períodos (0 e 1). Para superar os outros dois problemas, eliminou-se da amostra todos os produtos nas caudas da distribuição dos relativos de preços, tendo sido excluídos 5% dos produtos de cada cauda.⁶

Na Tabela 1 são apresentadas as proporções do valor exportado que foram eliminadas com a aplicação destes procedimentos aos dados anuais. Como se pode observar, a cobertura dos índices é muito significativa, mesmo para o caso mais crítico da forma direta.

Três conclusões podem ser tiradas a partir dos resultados da Tabela 1. Primeiro, a participação no total das exportações dos produtos eliminados pelo segundo critério é pequena em termos absolutos e quando comparada à dos produtos com FOB igual a zero. Segundo, a cobertura da forma encadeada é significativamente maior do que a da forma direta. Terceiro, houve uma grande diversificação da pauta de exportações brasileiras em todo o período, e também uma importante saída de produtos da pauta.⁷

Resultados obtidos para as participações em valor dos produtos excluídos da amostra no caso dos índices mensais revelaram que: *a*) como ocorreu para a série anual, a cobertura da forma encadeada é maior do que a da forma direta, especialmente para os anos mais distantes da base; *b*) não existe um padrão sazonal pronunciado na cobertura dos índices dentro do ano;⁸ e *c*) a forma mista permite uma cobertura melhor que a forma encadeada para o período 1, e não significativamente pior para o período 0.

6 Note que a assimetria da distribuição da razão de preços torna mais indicado um truncamento não-paramétrico como o adotado.

7 A participação em valor dos produtos que entram na pauta a cada ano é dada pelos valores da coluna 5 (período 1, índice encadeado), enquanto a dos produtos que saem aparece na coluna 4. Os valores na coluna 2 até 1980 indicam a participação dos produtos exportados em 1980 mas não nos anos indicados. Já a coluna 3, após 1980, indica a participação dos produtos exportados a cada ano mas não em 1980. A importância acumulada dos produtos que saíram da pauta é dada pelos valores das colunas 2 e 3 nos demais anos.

8 Ou seja, a sazonalidade das exportações se reflete mais nos valores e quantidades exportados do que na pauta de produtos.

TABELA 1

Número de produtos exportados e participação em valor dos produtos excluídos da amostra — séries anuais

(Em %)

Ano	Produtos exportados no ano	Produtos com FOB = 0				Produtos com variação extremas de preços			
		Índice direto ^a		Índice encadeado ^b		Índice direto ^a		Índice encadeado ^b	
		Período 0	Período 1	Período 0	Período 1	Período 0	Período 1	Período 0	Período 1
		0	1	0	1	0	1	0	1
1974	3.737	11,54	4,07			1,19	1,58		
1975	3.807	7,95	2,91	1,32	2,27	0,93	0,53	0,77	0,95
1976	3.790	7,29	2,86	0,49	0,79	0,64	0,33	0,48	0,45
1977	3.858	4,16	2,59	1,02	0,82	0,91	0,39	0,60	0,89
1978	3.957	1,91	1,22	1,36	3,28	0,97	0,71	0,20	0,51
1979	4.313	1,46	0,87	0,80	0,60	0,62	0,89	0,43	0,67
1980	5.501	0,00	0,00	0,87	1,46	0,00	0,00	0,89	0,62
1981	5.703	0,47	1,38	0,47	1,38	0,59	0,84	0,59	0,84
1982	5.521	0,93	3,16	0,59	1,35	0,66	1,13	0,57	0,54
1983	5.508	2,56	7,13	2,51	3,91	0,62	1,33	0,90	0,59
1984	5.879	4,81	9,12	2,54	2,09	1,26	1,17	0,62	0,43
1985	5.937	4,93	11,47	0,65	2,47	0,95	1,24	0,52	0,47
1986	5.952	5,09	12,82	2,54	0,67	1,00	1,37	0,41	0,56
1987	5.658	5,58	15,02	0,70	1,69	0,86	1,67	0,73	0,89
1988	5.669	6,06	16,01	0,36	0,47	0,73	0,85	0,72	0,32

^aPeríodo 0 = 1980 e período 1 = o ano indicado.

^bPeríodo 1 = o ano indicado e período 0 = o ano anterior.

4 - Análise dos resultados

O emprego de nove fórmulas e de três formas de composição de comparações bilaterais em séries resultou em 45 índices de preço, 18 para as observações anuais e 27 para as mensais. Para os índices de quantidade obtiveram-se 90 séries, pois a cada índice de preço corresponde um índice de quantidade implícito que se soma ao obtido diretamente pelo uso das fórmulas e formas descritas anteriormente à

amostra selecionada.⁹ A apresentação e a análise detalhada dessas 135 séries não cabem neste trabalho e, por isso, serão utilizados gráficos e tabelas que resumam as principais conclusões alcançadas.¹⁰

Cinco estatísticas procuram ilustrar como os diversos índices se comparam uns com os outros. A primeira delas é o valor médio (aritmético) da variação em cada período. As outras quatro estatísticas têm como unidade de observação o desvio em relação ao índice de Fisher das variações apontadas pelos diversos índices (ver fórmulas na Tabela 2). Assim, a segunda estatística é a média das diferenças entre a variação indicada pelas diferentes fórmulas e pela de Fisher.¹¹ Uma terceira estatística incluída, o desvio-padrão dos desvios absolutos, procura captar a dispersão dos desvios de cada variação. Finalmente, estatísticas equivalentes são calculadas para os desvios relativos, definidos como o logaritmo da razão das variações.

Na análise dos resultados descrevem-se os passos dados na seleção dos índices de preço e de quantidade para as exportações brasileiras. Assim, a primeira subseção concentra-se na questão da exatidão das diversas fórmulas, e no exame de alguns resultados da teoria econômica dos números índices. Em especial, procura-se mostrar por que dentre as nove fórmulas consideradas selecionou-se a de Fisher.

Em seguida, discutem-se os problemas de composição de séries para os índices, quando questões de cobertura e de transitividade ganham destaque especial. São examinadas três formas de composição: a direta, a encadeada e a mista. Esta subseção analisa também a questão dos produtos excluídos da amostra nos procedimentos de crítica. A seção termina com a apresentação das séries selecionadas para os índices anuais e mensais e da comparação destes com outros resultados da literatura.

4.1 - Seleção de fórmula do índice

A primeira questão a ser resolvida no processo de seleção do número índice é definir que fórmula utilizar. A esse respeito a teoria econômica dos números índices oferece duas conclusões de caráter geral para o caso de funções de agregação homotéticas.

Primeiro, os índices pseudo-superlativos dão uma aproximação para o verdadeiro índice com erro de terceira ordem — os índices pseudo-superlativos se aproximam uns aos outros até a segunda ordem — e são por isso mais exatos. Os resultados obtidos tanto para as séries anuais como mensais comprovam que a semelhança entre os índices pseudo-superlativos é bastante grande. Como ilustrado nas Tabelas

9 Note-se que, como parte dos produtos exportados foi eliminada da base de dados, os índices de Fisher e de Sato-Vartia não são perfeitamente reversíveis.

10 Séries completas para cada índice podem ser obtidas junto aos autores.

11 A variação média do índice de Fisher pode ser obtida como a diferença entre a variação média de um dos índices e o respectivo valor médio dos desvios absolutos em relação ao índice de Fisher.

2 a 4, para o caso das séries mensais, os seis índices pseudo-superlativos apresentam variações mensais bastante próximas, notadamente no caso da forma encadeada, onde as mudanças de um período para outro são menores.

Assim, para o caso da forma direta, as variações médias dos seis índices pseudo-superlativos situam-se no intervalo [0,8918, 0,9014] para os preços e [1,1957, 1,2357] no caso das quantidades. Estes intervalos são ainda mais estreitos para as formas mista e encadeada. Além disso, os índices apontam para variações muito próximas não apenas na média mas também para cada mês isoladamente. Isso pode ser avaliado pelos reduzidos desvios-padrão dos desvios em relação ao índice de Fisher. Para o caso dos preços, e tomando o caso mais crítico da fórmula de Walsh na forma direta, verifica-se que em cerca de 95% dos casos o desvio relativo não é inferior a -2,9% e nem superior a 2,4%.¹²

Note-se, por outro lado, que tanto para o índice de Fisher como o de Sato-Vartia os desvios relativos para os preços e as quantidades são sempre simétricos, uma vez que estes índices são reversíveis para uma amostra fixa. Observe-se, porém, que os índices de Laspeyres, Paasche, Tornqvist, Sidgwick-Bowley e Walsh são, nessa ordem, significativamente menos reversíveis.

Uma segunda conclusão que a teoria econômica tem a oferecer é a de que os índices de Laspeyres e Paasche fornecem um intervalo dentro do qual o verdadeiro índice se situa.¹³ Ainda que não se verifique a homoteticidade da função de agregação, esses dois índices fornecem limites para o verdadeiro índice, desde que os vetores de preço ou quantidade sejam apropriadamente definidos. Nesse caso, porém, os limites não podem ser conjugados na definição de um intervalo [ver Samuelson e Swamy (1974) ou Diewert (1986)].

Para entender a importância desses dois resultados, suponhamos uma situação em que todos os preços variem na mesma proporção. Nesse caso, todos os índices vistos aqui mediriam corretamente esta variação de preço. Da mesma forma, uma vez que não há alterações de preços relativos e dada a hipótese de homoteticidade, também a variação de quantidades seria medida por todos os índices de forma exata.

Os índices começam a medir erradamente a variação agregada de preços e quantidades quando os preços relativos se alteram, pois usualmente não são capazes de captar corretamente a substituição em agregação dos diversos produtos. A diferença entre a verdadeira variação é aquela medida por cada índice e por isso chamada de viés de substituição.

Os índices pseudo-superlativos têm um menor viés de substituição, pois dão uma aproximação de segunda ordem para o verdadeiro índice. Os índices de Laspeyres

12 Admitindo-se que as variações médias mensais tenham uma distribuição lognormal, os log da razão entre as variações têm distribuição normal, com a média e o desvio-padrão sendo estimados pelos valores médios dos desvios relativos e pelos seus desvios-padrão, que podem ser utilizados para construir "intervalos de confiança" para as diferenças na variação a cada mês. Se a distribuição das variações for normal, então os intervalos podem ser construídos a partir dos valores médios dos desvios absolutos e dos seus desvios-padrão.

13 É importante enfatizar que estes resultados só podem ser provados para o caso de funções de agregação homotéticas.

TABELA 2

Índices diretos mensais: valor médio das variações e desvios em relação ao índice de Fisher nas comparações bilaterais

Índice ^a	Valor médio da variação ^b	Desvios absolutos		Desvios relativos	
		Valor médio ^c	Desvio-padrão ^d	Valor médio ^e	Desvio-padrão ^f
Preço					
Mediana	0,9338	0,0399	0,0709	0,0422	0,0761
Laspeyres	0,9248	0,0310	0,0205	0,0346	0,0228
Paasche	0,8644	-0,0295	0,0187	-0,0346	0,0228
Sato-Vartia	0,9014	0,0075	0,0112	0,0088	0,0126
Walsh	0,8934	-0,0005	0,0107	-0,0005	0,0119
Translog	0,8918	-0,0021	0,0057	-0,0024	0,0062
Sidgwick-Bowley	0,8946	0,0007	0,0010	0,0009	0,0011
Marshall-Edgeworth	0,8918	-0,0021	0,0056	-0,0025	0,0065
Quantidade					
Laspeyres	1,2520	0,0430	0,0284	0,0346	0,0228
Paasche	1,1680	-0,0410	0,0263	-0,0346	0,0228
Sato-Vartia	1,1957	-0,0133	0,0182	-0,0088	0,0126
Walsh	1,2106	0,0016	0,0039	0,0013	0,0032
Translog	1,2357	0,0267	0,0628	0,0097	0,0566
Sidgwick-Bowley	1,2100	0,0010	0,0011	0,0009	0,0011
Marshall-Edgeworth	1,2119	0,0029	0,0026	0,0024	0,0021

^aVer na Seção 2 a definição dos vários índices.

^b $\sum IP/n$ e $\sum IQ/n$.

^c $\sum (IP - IPF)/n$ e $\sum (IQ - IQF)/n$.

^d $(\sum (IP - IPF)^2/n - (\sum (IP - IPF)/n)^2)^{1/2}$ e $(\sum (IQ - IQF)^2/n - (\sum (IQ - IQF)/n)^2)^{1/2}$.

^e $(\sum (\ln (IP/IPF))^2/n - (\sum \ln (IP/IPF)/n)^2)^{1/2}$ e $(\sum (\ln (IQ/IQF))^2/n - (\sum \ln (IQ/IQF)/n)^2)^{1/2}$.

^f $\sum \ln (IP/IPF)/n$ e $\sum \ln (IQ/IQF)/n$.

TABELA 3

Índices encadeados mensais: valor médio das variações e desvios em relação ao índice de Fisher nas comparações bilaterais

Índice	Valor médio da variação	Desvios absolutos		Desvios relativos		Razão de Von Neuman ^a
		Valor médio	Desvio-padrão	Valor médio	Desvio-padrão	
Preço						
Mediana	0,9942	-0,00111	0,01757	-0,00097	0,01751	1,5264
Laspeyres	1,0070	0,01169	0,00641	0,01158	0,00634	0,4188
Paasche	0,9838	-0,01152	0,00627	-0,01158	0,00634	0,4165
Sato-Vartia	0,9954	0,00006	0,00255	0,00007	0,00257	2,3976
Walsh	0,9955	0,00014	0,00295	0,00014	0,00297	2,2330
Translog	0,9955	0,00013	0,00153	0,00013	0,00152	2,5946
Sidgwick-Bowley	0,9954	0,00009	0,00008	0,00009	0,00008	0,7292
Marshall-Edgeworth	0,9953	0,00000	0,00089	0,00000	0,00089	2,0732
Quantidade						
Laspeyres	1,0151	0,01175	0,00627	0,01158	0,00634	0,4014
Paasche	0,9918	-0,01158	0,00614	-0,01158	0,00634	0,3996
Sato-Vartia	1,0033	-0,00008	0,00243	-0,00007	0,00257	2,3900
Walsh	1,0033	-0,00006	0,00087	-0,00006	0,00090	2,5848
Translog	1,0039	0,00055	0,01922	0,00010	0,02080	2,4363
Sidgwick-Bowley	1,0035	0,00009	0,00008	0,00009	0,00008	0,6885
Marshall-Edgeworth	1,0034	-0,00001	0,00011	-0,00001	0,00011	1,6714

$$^a \left(\frac{\sum [(IP - IPF) - \text{lag}(IP - IPF)]^2}{(n-1) \sum (IP - IPF)^2} \right) \div \left(\frac{\sum [(IQ - IQF) - \text{lag}(IQ - IQF)]^2}{(n-1) \sum (IQ - IQF)^2} \right).$$

Obs.: A razão de Von Neuman indica ausência de autocorrelação, a um nível de significância de 10%, quando seu valor estiver no intervalo [1,7333, 2,2947]. Valores menores que 1,7333 são sinal de autocorrelação positiva e maiores do que 2,2947 indicam autocorrelação negativa.

e Paasche têm maiores vieses, pois ignoram totalmente a substituição entre produtos devido a alterações nos preços relativos. Assim, se o intervalo formado por esses índices for estreito, é um sinal de que o viés de substituição potencial não é grande.

Os Gráficos 1 a 4 ilustram para as séries anuais como estes intervalos se formam para os índices de exportação. Para a forma encadeada, o índice de Paasche

TABELA 4

Índices mistos mensais: valor médio das variações e desvios em relação ao índice de Fisher nas comparações bilaterais

Índice	Valor Médio da Variação	Desvios Absolutos		Desvios Relativos	
		Valor Médio	Desvio-Padrão	Valor Médio	Desvio-Padrão
PREÇO					
Mediana	1,0443	0,0025	0,0923	0,0048	0,0853
Laspeyres	1,0672	0,0254	0,0251	0,0234	0,0204
Paasche	1,0175	-0,0243	0,0228	-0,0234	0,0204
Sato-Vartia	1,0359	-0,0059	0,0101	-0,0053	0,0087
Walsh	1,0360	-0,0058	0,0102	-0,0056	0,0092
Translog	1,0403	-0,0016	0,0047	-0,0015	0,0045
Sidgwick-Bowley	1,0424	0,0005	0,0012	0,0005	0,0010
Marshall-Edgeworth	1,0414	-0,0004	0,0033	-0,0004	0,0031
QUANTIDADE					
Laspeyres	1,1324	0,0253	0,0211	0,0234	0,0205
Paasche	1,0826	-0,0244	0,0194	-0,0234	0,0205
Sato-Vartia	1,1124	0,0054	0,0088	0,0053	0,0087
Walsh	1,1080	0,0010	0,0026	0,0011	0,0023
Translog	1,0929	-0,0141	0,0411	-0,0164	0,0415
Sidgwick-Bowley	1,1075	0,0005	0,0010	0,0005	0,0010
Marshall-Edgeworth	1,1064	-0,0006	0,0021	-0,0006	0,0022

determina um limite superior até 1980 e, a partir desse ano, um limite inferior — o índice de Laspeyres dá os limites opostos. Para a forma direta, o índice de Laspeyres dá o limite superior e o de Paasche o inferior. Além disso, observa-se que perto do ano-base os intervalos são mais estreitos na forma encadeada, enquanto em períodos mais distantes da base a situação se inverte.

Os resultados mensais são discutidos com o recurso às estatísticas apresentadas nas Tabelas 2 a 4 para as formas direta, encadeada e mista, respectivamente. No caso mais crítico da forma direta, os intervalos Paasche-Laspeyres para a variação média mensal foram [0,8644, 0,9248] e [1,1680, 1,2520] para preços e quantidades,

respectivamente. Além disso, note-se que: a) a variação média mensal do índice mediana não se situa nesse intervalo; e b) esses resultados se observam não apenas na média, mas também para cada mês, como pode ser avaliado pelo fato de no caso do índice de Laspeyres e de Paasche o desvio-padrão ser menor do que a média dos desvios, algo que não se verifica para os demais índices.

Na Tabela 3 observa-se que resultados semelhantes foram obtidos para os índices encadeados. Nesse caso, como previsto na literatura [ver Diewert (1978) e Hill (1988)], o intervalo formado pelos índices de Laspeyres e de Paasche é mais estreito devido à pequena variação de um mês para outro.

De fato, tanto para os preços como para as quantidades, as variações médias de todos os índices são muito próximas da unidade. Na medida em que as aproximações para o “verdadeiro” índice são de segunda ordem para os pseudo-superlativos e de primeira ordem para os índices de Laspeyres e de Paasche, o viés de substituição será tão menor quanto menor a variação a ser captada pelos índices.

Finalmente, na Tabela 4, são apresentados os resultados para a forma mista, isto é, das comparações de cada mês com a média do ano anterior. Observa-se mais uma vez o padrão de subestimação do índice de Paasche e o de superestimação para o de Laspeyres. O intervalo definido por esses índices é mais estreito do que na comparação direta, mas não tanto como na forma encadeada. Esta ordem é consistente com a observada para as variações médias dos índices nessas três formas, refletindo o fato de que o viés de substituição das diversas fórmulas é menor quando as variações são pequenas.

Observa-se também nas Tabelas 2 a 4 que, em geral, o índice mediana não se situa muito longe do índice de Fisher. Este resultado é uma conseqüência da distribuição de relativos de preços, bastante concentrada em torno da mediana, e não um resultado geral que se deve esperar da utilização do índice em qualquer situação. Note-se que as variações mensais estimadas com esse índice não se situam sempre no intervalo definido pelas fórmulas de Laspeyres e Paasche, e que os desvios apresentam uma variância relativamente alta. Apesar disso, o índice mediana pode ser útil nos estudos de comércio exterior, principalmente porque sua robustez torna-o muito pouco sensível a erros de mensuração (ou compilação) e a mudanças de qualidade.

As observações acima deixam pouca dúvida de que a escolha da fórmula do índice deve recair sobre um índice pseudo-superlativo. Além disso, é plausível concluir que os índices pseudo-superlativos são tão semelhantes entre si que qualquer um pode ser recomendado. Optou-se, então, pelo índice de Fisher, que, além de superlativo, apresenta uma série de propriedades interessantes, como, por exemplo, reversibilidade e invariância em relação à base de cálculo [ver Ardeo (1990)].

Gráfico 1
ÍNDICES DE PREÇO DIRETOS - ANUAIS
 1980 = 100

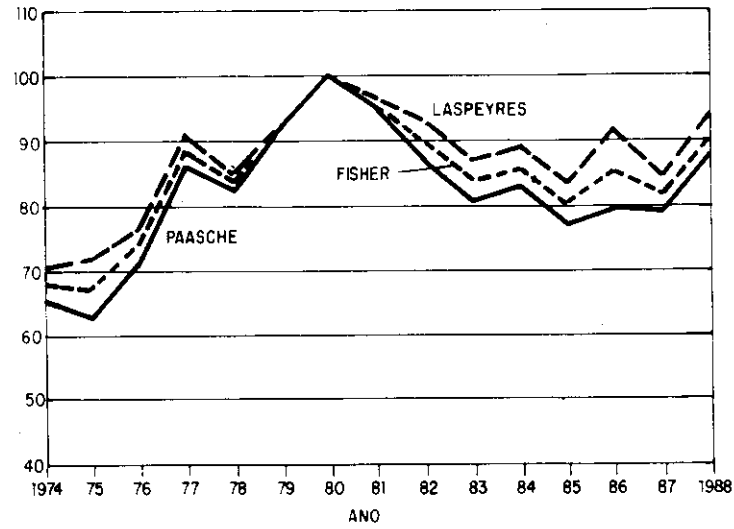


Gráfico 2
ÍNDICES DE QUANTIDADE DIRETOS - ANUAIS
 1980 = 100

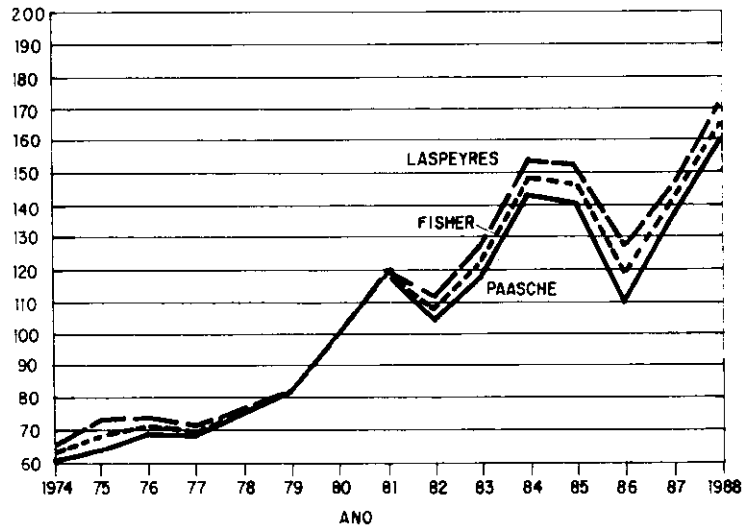


Gráfico 3

ÍNDICES DE PREÇO ENCADEADOS-ANUAIS
1980 = 100

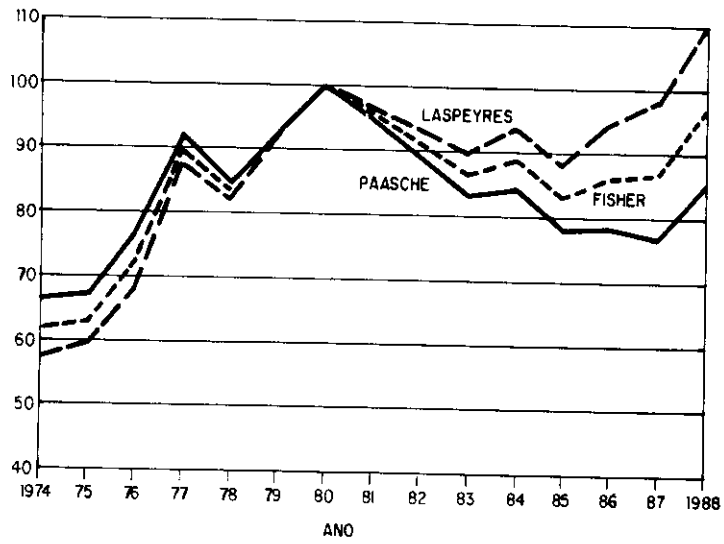
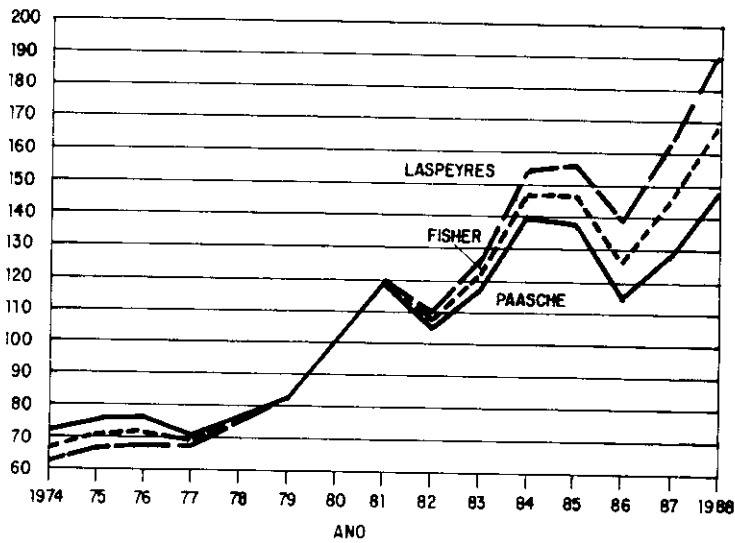


Gráfico 4

ÍNDICES DE QUANTIDADE ENCADEADOS-ANUAIS
1980 = 100



4.2 - Seleção da forma do índice

Selecionada uma fórmula para os índices de preço e de quantidade, o próximo passo consiste em escolher uma forma de transformação das comparações bilaterais em séries. As duas opções clássicas são a forma direta e a encadeada. Ambas apresentam vantagens e desvantagens.

A forma direta resulta em um índice característico¹⁴ e com a propriedade de proporcionalidade fraca¹⁵, mas que não é transitivo¹⁶. Além disso, como visto na seção anterior, a forma direta oferece uma cobertura de produtos (representatividade) menor que a forma encadeada¹⁷ e, portanto, deve apresentar um viés maior.

Por outro lado, o índice encadeado é transitivo mas não característico e, em especial, não tem a propriedade de proporcionalidade fraca.¹⁸ Assim, as oscilações dos vetores de preços e de quantidades ficam “memorizadas” no processo de encadeamento — mesmo que esses vetores retornem a um valor passado, o índice encadeado pode não refletir isso. Porém, como já observado, o encadeamento resulta em índices transitivos, aumenta a cobertura dos índices e reduz o viés das comparações sequenciais.

Essas observações sugerem que, mais do que no caso da escolha de uma fórmula, na seleção de uma forma a análise se desenvolve em um contexto de soluções de segunda ou terceira preferências. Assim, parece indicado examinar separadamente as séries anuais e mensais.

A comparação entre os índices de Fisher anuais nas formas direta e encadeada pode ser feita através dos Gráficos 1 a 4 para os preços e as quantidades. Note-se que, apesar da diferença de amplitude dos intervalos formados pelos índices de Laspeyres e de Paasche, os dois índices de Fisher são semelhantes. De fato, repetindo-se os cálculos com a base em 1977 e em 1985, pode-se mostrar que os índices de Fisher nas formas encadeada e direta são sempre bastante semelhantes no caso das observações anuais. Em especial, as duas formas geram o mesmo resultado para os anos perto da base, nos quais a cobertura na forma direta é menos problemática. Sendo o índice direto na sua melhor performance igual ao encadeado, pode-se concluir que o índice encadeado é a melhor opção no caso de observações anuais.

14 Um índice é dito característico se ele usa nas suas ponderações apenas os valores dos períodos ou regiões para os quais a comparação bilateral é feita.

15 Um índice de quantidades é dito proporcionalmente fraco se $I(y, y; p, p) = 1$. Uma definição similar se aplica aos índices de preços.

16 Um número índice é dito circular ou transitivo se $I(y^y, y^z; p^y, p^z) = I(y^y, y^z; p^y, p^z) I(y^z, y^x; p^z, p^x)$, onde y^y, y^z e y^x são vetores com as quantidades de cada produto em períodos ou regiões diferentes e p^y, p^z e p^x os vetores de preço correspondentes. Ver Samuelson e Swamy (1974) para uma discussão sobre as consequências da ausência de transitividade.

17 A cobertura em valor para as diversas formas de cálculo foram discutidas na Seção 3. Note-se que, fixada a forma de cálculo, a cobertura é a mesma para todas as fórmulas de números índices.

18 Ver Szulc (1983) para uma análise mais detalhada desta questão.

A análise é mais complexa para as séries mensais, pois na presença de sazonalidade e com maiores problemas de cobertura a propriedade de proporcionalidade fraca se torna mais relevante, aumentando os *trade-offs* entre os problemas das diversas formas de composição.

Uma primeira questão a examinar é o comportamento dos intervalos formados pelos índices de Paasche e de Laspeyres. Posto que, sob certas condições, esses intervalos compreendem o verdadeiro índice, quanto mais estreito eles forem menor poderá ser o viés dos índices. As séries dos números índices de preços mensais de Laspeyres, Paasche e Fisher são apresentadas nos Gráficos 5, 6 e 7 para as formas direta, encadeada e mista. O resultado é de certa forma surpreendente. Contrariamente às comparações bilaterais observadas na seção anterior, a forma direta é agora a que apresenta os menores intervalos, seguida da forma mista e, num distante último lugar, a forma encadeada.

A explicação desse “inesperado” resultado deve-se ao fato de que, enquanto na forma direta a série é obtida multiplicando-se as comparações bilaterais por 100, o índice encadeado resulta do produtório das comparações bilaterais consecutivas, compondo, portanto, os vieses dos índices de Laspeyres e de Paasche.¹⁹ Já na forma mista o intervalo é dado pela composição do intervalo anual na forma encadeada com as variações mensais resultantes das comparações bilaterais da forma mista examinada na subseção anterior. Em particular, o intervalo mais estreito do índice misto no período 1977/83 pode ser creditado ao menor intervalo da forma encadeada na série anual neste período.²⁰

Esses resultados sugerem que, nos casos onde os índices de Laspeyres e de Paasche são os únicos que podem ser usados, deve-se optar pela forma direta, especialmente em séries longas. Porém, apesar de importante, este resultado não se aplica para o caso em análise, já que se utilizará o índice de Fisher. De fato, como mostram os resultados obtidos para as séries mensais completas dos diversos índices pseudo-superlativos, estes continuam bastante próximos, com as diferenças entre eles tendo sido pouco afetadas pela forma de composição das séries.²¹ Assim, a conclusão de que todos os índices pseudo-superlativos se equivalem não se altera.

Um segundo e importante parâmetro de comparação entre as formas para as séries mensais é a consistência com as séries anuais e, em especial, a questão da aditividade.²² Da Tabela 5, onde se reportam as razões entre os índices de Fisher

19 Para a forma encadeada, e dadas as suposições da nota 12, a diferença entre os log dos índices de Paasche e de Fisher entre t e $t + k$ é uma variável normal com média e desvio-padrão de, aproximadamente, $(k - 1) 0,01158$ e $0,0063 [(k - 1) + (k - 2)(k - 1) 0,7645]^{1/2}$, respectivamente. Resultados análogos podem ser derivados para os outros índices. Uma análise nestes termos pode mostrar por que para períodos perto da base a forma encadeada resulta em intervalos estreitos.

20 Este mesmo fato explica o intervalo mais aberto para o índice misto no período 1984/88.

21 Para o caso da forma encadeada isto poderia ser antecipado dadas as pequenas diferenças entre as variações médias e as correlações negativas ou quase nulas entre os desvios em relação ao índice de Fisher.

22 Um número índice é dito aditivo se as séries anualizadas e anuais são iguais. No seu conceito mais estrito, contudo, a questão da aditividade deveria ser examinada comparando-se as séries anualizadas com as anuais para uma mesma forma de composição.

Gráfico 5
ÍNDICES DE PREÇO DIRETOS—MENSAIS
 MÉDIA DE 1988=100

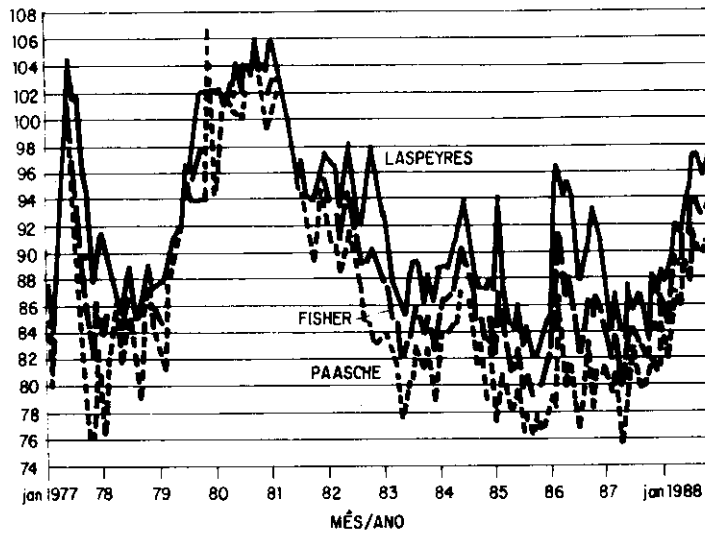


Gráfico 6
ÍNDICES DE PREÇO ENCADEADOS—MENSAIS
 MÉDIA DE 1980=100

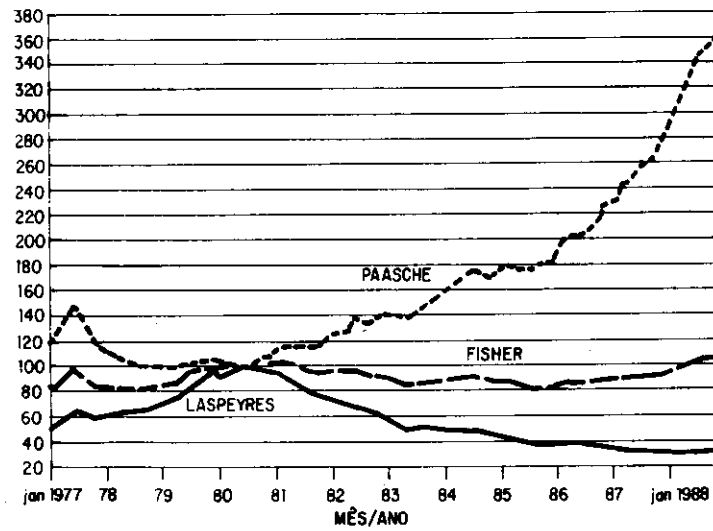
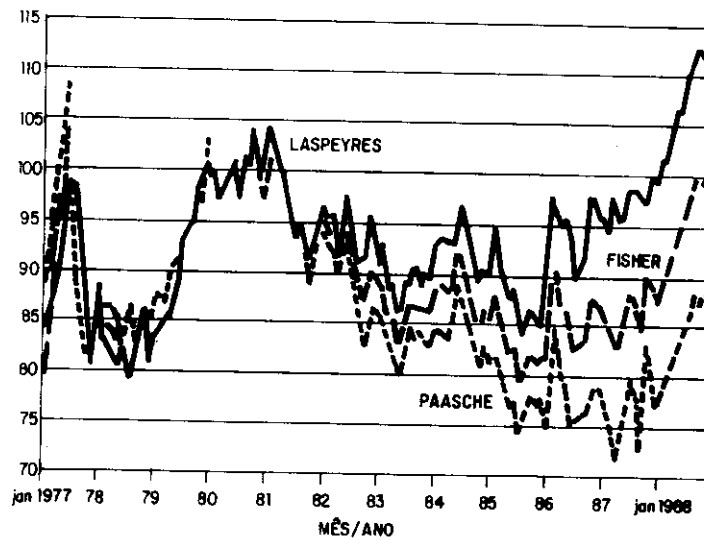


Gráfico 7
ÍNDICES DE PREÇO MISTOS—MENSAIS
MÉDIA DE 1980=100



anualizados (médias aritméticas dos índices mensais) e o índice de Fisher anual encadeado, observa-se que a forma mista é a que resulta em índices mais aditivos. Além disso, pode-se verificar que a forma direta subestima a variação dos preços, superestimando a das quantidades, com o oposto ocorrendo com a forma encadeada.

Finalmente, um último critério a se considerar é o da cobertura (representatividade) das três formas. Conforme já observado na Tabela 1, a cobertura da forma direta é significativamente menor do que a das outras duas formas, o que desaconselha sua adoção. As coberturas dos índices encadeado e misto são ambas elevadas.

Da análise destes três critérios de comparação parece claro que a forma mista é a mais indicada para as séries mensais, já que apresenta um pequeno intervalo Laspeyres-Paasche, um elevado grau de aditividade²³ e uma cobertura muito significativa. Observe-se que a forma mista congrega muitos dos pontos positivos das formas encadeada e direta. O encadeamento anual — periodicidade sugerida por Divisia (1926) para minimizar o impacto de flutuações sazonais — reduz o viés decorrente de alterações na composição da pauta de exportações e de mudanças na

²³ Quando a série de preços na forma mista é toda dividida pelo valor anualizado em 1980 (isto é, dividida por 1,013), as razões entre o índice anual e o anualizado passam a variar entre um mínimo de 0,995 e um máximo de 1,006; ou seja, menos de 1% de diferença entre as duas séries.

TABELA 5

Razão entre os índices de Fisher diretos e encadeados para diferentes anos-base — séries anuais

Ano	Índices de preço			Índices de quantidade					
				Só com amostra			Índices implícitos		
	Base 1977	Base 1980	Base 1985	Base 1977	Base 1980	Base 1985	Base 1977	Base 1980	Base 1985
1974	0,97	1,10	1,11	0,88	0,94	0,99	1,03	0,91	0,91
1975	0,95	1,07	1,07	0,95	0,96	1,01	1,05	0,94	0,94
1976	1,00	1,02	1,05	1,00	1,00	1,04	1,00	0,98	0,96
1977	1,00	0,99	1,03	1,00	1,01	1,02	1,00	1,01	0,97
1978	1,00	1,00	1,03	1,00	1,00	1,04	1,00	1,00	0,97
1979	1,01	1,00	1,02	1,01	1,00	1,02	0,99	1,00	0,98
1980	1,01	1,00	1,03	0,99	1,00	1,00	0,99	1,00	0,97
1981	1,01	1,00	1,01	0,98	1,00	1,01	0,99	1,00	0,99
1982	0,99	0,99	1,01	1,01	1,00	1,00	1,01	1,01	0,99
1983	0,98	0,97	1,01	0,99	1,01	0,97	1,02	1,03	0,99
1984	0,98	0,97	1,00	0,98	1,01	1,00	1,02	1,03	1,00
1985	0,97	0,97	1,00	0,98	1,00	1,00	1,03	1,03	1,00
1986	1,03	0,99	1,00	0,90	0,94	1,00	0,97	1,01	1,00
1987	0,97	0,94	0,99	0,94	0,98	1,01	1,03	1,06	1,01
1988	0,98	0,94	0,99	0,91	0,98	1,01	1,02	1,07	1,01

qualidade dos produtos. As comparações bilaterais diretas entre o mês e a média do ano anterior, por outro lado, evitam o viés decorrente de alterações sazonais na pauta de exportações e de excessiva oscilação de preços e quantidades dentro do ano, que reduzem muito as vantagens da forma encadeada.

Uma última questão refere-se ao que fazer com os produtos que foram excluídos da amostra nos procedimentos de crítica discutidos na Seção 3. Duas opções se colocam: abandoná-los de vez ou tentar incluí-los de alguma forma nos índices.²⁴

²⁴ Ver Triplett (1988) para uma discussão sobre formas alternativas de tratar produtos novos e mudanças de qualidade.

Para os preços a exclusão só seria um problema se o aumento médio dos preços nos produtos excluídos fosse significativamente diferente do verificado nos demais produtos. Contudo, as variações dos preços são razoavelmente semelhantes, como indicado pela boa performance do índice mediana. O problema é maior para as quantidades, ainda mais que, como se viu na Seção 3, as coberturas não são homogêneas nos dois pontos das comparações bilaterais, notadamente para a forma direta.

Assim, parece razoável utilizar um índice de quantidades implícito que é construído deflacionando a série de valor pelo índice de preços. Desta forma, todos os produtos exportados são considerados na construção do índice de quantidade. Além disso, na medida em que as variações de preço foram menores que as de quantidade, os índices superlativos de quantidade implícitos devem ser mais precisos. Observe-se também que, por serem reversíveis, o cálculo implícito dos índices de Fisher e de Sato-Vartia altera menos os resultados. As diferenças que aparecem na Tabela 5 entre os índices de Fisher só com amostra e implícitos devem-se a diferenças de cobertura.

Nos Gráficos 8 e 9 observa-se que os índices de Fisher mensais de preço e de quantidade (implícito) divergem nas formas direta, encadeada e mista mais significativamente para os últimos meses da série. Note-se, porém, que para a maior parte do período a diferença entre as séries é pequena, e que o índice misto situa-se entre o direto e o encadeado.

4.3 - Os índices de exportação selecionados

Nas Tabelas 6 e 7 são apresentadas as séries anuais e mensais dos índices selecionados para as exportações. Vale lembrar que para as observações anuais foi selecionado o índice de Fisher encadeado, enquanto para as séries mensais optou-se pelo índice de Fisher misto.²⁵ Em ambos os casos os índices de quantidade foram estimados pela forma implícita.

Os índices de preço e de quantidade mostram comportamentos bastante distintos. Os primeiros sobem em todo o período 1973/80, com exceção de 1978, para cair até 1985, quando tem início uma recuperação que, todavia, só ganharia momento em 1988. Lembrando que estes são preços em dólares, e que esta moeda também perdeu valor no período 1980/88, conclui-se que os preços reais das exportações brasileiras caíram bastante na década de 80. Só um estudo aprofundado da questão, que use informações desagregadas, poderá explicar esse comportamento. É provável, contudo, que a tentativa de ampliar as exportações a qualquer custo para obter divisas que cobrissem o pagamento dos juros externos tenha contribuído para isso, na medida em que não se observou um aumento efetivo da competitividade externa

²⁵ A série mensal de preços original foi dividida por 1,013, de forma que o índice mensal anualizado seja igual a 100 em 1980.

Gráfico 8
 ÍNDICES DE PREÇO DE FISHER—MENSALIS
 MÉDIA DE 1980 = 100

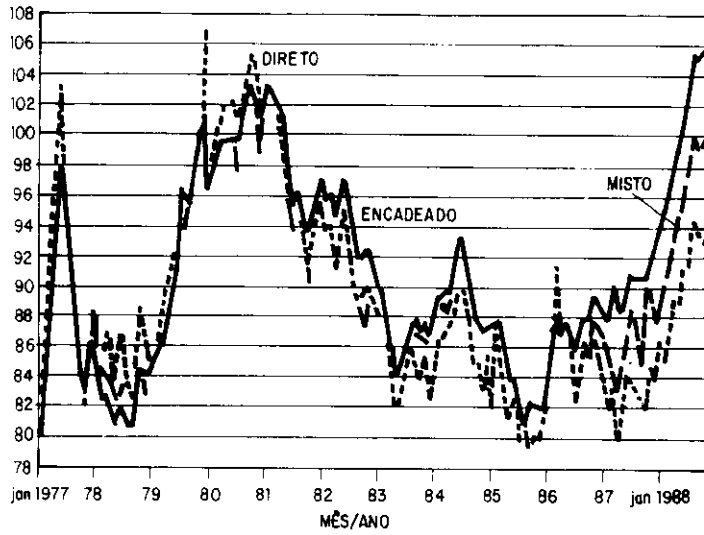


Gráfico 9
 ÍNDICES DE QUANTUM DE FISHER IMPLÍCITOS
 MÉDIA DE 1980 = 100

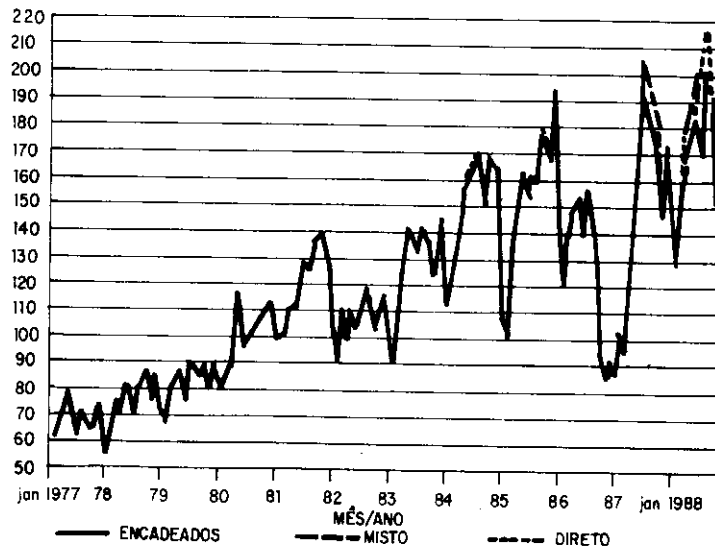


TABELA 6

*Índices de preço e de quantidade para exportações brasileiras: séries anuais —
1974/88*

(1980 = 100)

Ano	Preço	Quantidade
1974	61,7	64,0
1975	62,9	68,5
1976	72,1	69,6
1977	89,7	67,1
1978	83,5	75,3
1979	92,2	82,1
1980	100,0	100,0
1981	96,0	120,5
1982	91,4	109,7
1983	86,6	125,5
1984	89,1	150,6
1985	83,0	153,4
1986	86,1	129,1
1987	86,7	150,3
1988	96,4	173,9

além daquela conseguida pela compressão em certos momentos da relação salário/câmbio.

Já para as quantidades se observa uma tendência consistente de crescimento, que acelera a partir de 1977 e novamente depois da queda de 1982. A maior retração nas quantidades exportadas se dá com o Plano Cruzado. Assim, em meados de 1986 começa uma queda rápida da quantidade exportada, que só viria a retomar sua tendência histórica um ano depois.

4.4 - Uma comparação com outros resultados na literatura

Três instituições publicam séries de índices para as exportações: o Banco Central (Bacen), a Fundação Getulio Vargas (FGV) e a Fundação de Estudos do Comércio Exterior (Funcex). A série elaborada pelo Bacen a partir de 1971 utiliza a fórmula

TABELA 7

Índices de preço e de quantidade para as exportações brasileiras: séries mensais — janeiro de 1977/dezembro de 1988

(Média de 1980=100)

Mês	Preço	Quantidade	Mês	Preço	Quantidade	Mês	Preço	Quantidade	Mês	Preço	Quantidade
1977			1980			1983			1986		
Jan.	84,1	62,9	Jan.	99,9	78,9	Jan.	88,5	103,3	Jan.	82,6	137,8
Fev.	84,3	60,2	Fev.	99,7	80,8	Fev.	89,2	89,0	Fev.	89,6	116,5
Mar.	91,5	62,1	Mar.	97,6	88,1	Mar.	86,0	116,7	Mar.	90,7	141,9
Abr.	94,1	67,9	Abr.	99,7	89,1	Abr.	85,5	125,8	Abr.	87,3	148,3
Mai.	97,1	74,5	Mai.	99,8	115,7	Mai.	83,6	139,3	Mai.	87,1	156,8
Jun.	103,4	69,7	Jun.	100,5	98,1	Jun.	83,3	140,5	Jun.	84,3	141,6
Jul.	96,0	62,8	Jul.	97,5	101,2	Jul.	85,9	132,4	Jul.	82,8	158,9
Ago.	93,4	69,4	Ago.	101,1	103,3	Ago.	87,3	141,1	Ago.	83,2	150,1
Set.	87,5	66,0	Set.	101,2	106,2	Set.	87,1	136,7	Set.	83,7	131,6
Out.	84,8	63,8	Out.	103,3	110,1	Out.	86,6	124,6	Out.	86,7	92,0
Nov.	82,0	66,0	Nov.	100,8	112,7	Nov.	86,6	125,9	Nov.	88,1	86,0
Dez.	84,8	74,3	Dez.	98,8	115,9	Dez.	86,4	139,9	Dez.	87,2	90,6
1978			1981			1984			1987		
Jan.	88,6	53,9	Jan.	101,5	99,7	Jan.	88,4	111,3	Jan.	86,8	86,8
Fev.	84,9	57,5	Fev.	101,4	102,1	Fev.	89,1	123,0	Fev.	85,0	101,9
Mar.	84,4	74,2	Mar.	101,3	103,3	Mar.	88,7	138,1	Mar.	84,6	101,3
Abr.	83,9	72,2	Abr.	100,0	112,2	Abr.	88,4	143,3	Abr.	83,1	120,1
Mai.	82,8	76,9	Mai.	98,1	113,6	Mai.	89,1	160,4	Mai.	84,7	154,1
Jun.	81,8	81,9	Jun.	95,3	120,6	Jun.	92,5	160,1	Jun.	87,4	180,3
Jul.	83,5	72,2	Jul.	93,8	130,5	Jul.	91,7	166,0	Jul.	88,7	196,6
Ago.	82,7	76,4	Ago.	94,3	127,1	Ago.	90,3	167,7	Ago.	87,7	187,5
Set.	82,5	83,3	Set.	92,3	134,5	Set.	87,9	154,0	Set.	84,6	189,9
Out.	83,4	86,6	Out.	90,3	139,5	Out.	85,8	168,1	Out.	90,3	165,4
Nov.	84,5	79,0	Nov.	91,5	138,7	Nov.	85,4	160,8	Nov.	89,6	149,6
Dez.	82,6	86,6	Dez.	94,7	129,2	Dez.	86,8	164,0	Dez.	87,8	166,3

(continua)

Mês	Preço	Quan- tidade	Mês	Preço	Quan- tidade	Mês	Preço	Quan- tidade	Mês	Preço	Quan- tidade
1979			1982			1985			1988		
Jan.	85,2	71,5	Jan.	95,5	102,8	Jan.	85,8	109,2	Jan.	89,0	144,4
Fev.	85,8	66,5	Fev.	94,3	91,0	Fev.	88,4	99,2	Fev.	90,2	136,0
Mar.	85,7	80,8	Mar.	94,5	111,6	Mar.	86,1	135,6	Mar.	91,8	160,5
Abr.	87,3	81,9	Abr.	91,4	102,3	Abr.	83,7	151,4	Abr.	94,2	177,9
Mai.	88,8	88,0	Mai.	93,1	109,8	Mai.	82,4	162,1	Mai.	95,0	182,2
Jun.	89,8	76,5	Jun.	95,4	105,7	Jun.	82,9	157,9	Jun.	96,2	192,1
Jul.	93,3	91,6	Jul.	91,8	114,2	Jul.	79,7	163,5	Jul.	98,4	180,0
Ago.	93,6	88,4	Ago.	89,5	121,4	Ago.	80,0	161,9	Ago.	100,1	206,0
Set.	94,9	85,6	Set.	88,2	114,8	Set.	81,7	175,6	Set.	99,4	198,5
Out.	97,4	89,3	Out.	87,4	109,6	Out.	82,4	171,5	Out.	99,6	160,3
Nov.	97,8	78,6	Nov.	89,4	114,3	Nov.	81,4	168,0	Nov.	100,5	174,8
Dez.	101,9	88,6	Dez.	90,4	115,6	Dez.	81,6	194,9	Dez.	99,0	174,6

de Marshall-Edgeworth. A série mais longa, estimada pela FGV, começa em 1947 — tendo sido descontinuada em 1986 — e adota as fórmulas de Paasche para os preços e de Laspeyres para as quantidades. Finalmente, a série mais recente, elaborada pela Funcex, começa em 1979 e utiliza a fórmula de Laspeyres tanto para os preços como para as quantidades.

Todos estes índices coincidem na utilização da base de dados disponíveis na antiga Cacex e na composição das séries mensais, onde a forma mista descrita anteriormente é adotada. Entretanto, as séries anuais são calculadas, ao contrário deste estudo, pela forma direta. Além disso, a cobertura de cada índice é distinta, pois varia de acordo com o painel previamente estabelecido em cada instituição.

Assim, existem três possíveis razões para a diferença entre os índices destas instituições e desses com os índices selecionados neste trabalho: a) a fórmula de agregação; b) a forma de composição das séries anuais; e c) a cobertura dos dados.

Os Gráficos 10, 11 e 12 apresentam os índices de preço mensais para cada instituição, confrontando-os com os índices de preço de Paasche e de Laspeyres na forma mista. A análise comparativa dos índices foi feita tanto para as séries multiperiodais completas quanto para as comparações bilaterais (apesar de só as

primeiras serem aqui apresentadas), o que permitiu identificar, respectivamente, o viés do índice e a variância desse viés.

Observa-se no Gráfico 10 que os índices do Bacen estão, no período janeiro de 1981/janeiro de 1986, fora do intervalo Laspeyres-Paasche, indicando a possibilidade de um significativo viés, já que esse intervalo, como discutido nas Seções 4.2 e 4.3, fornece limites aproximados para o verdadeiro índice. Estas discrepâncias com os índices mistos mostram-se ainda mais evidentes na comparação das variações mensais. Sendo o índice de Marshall-Edgeworth pseudo-superlativo e, como visto, equivalente até a segunda ordem ao índice de Fisher, seria de se esperar que as variações mensais do índice do Bacen fossem sempre maiores do que as do índice de Paasche e menores do que as do de Laspeyres. Destarte, conclui-se que as discrepâncias observadas devem ser atribuídas às diferenças de forma e de cobertura de dados adotadas pelo Bacen.

No caso dos índices da FGV, examinados comparativamente no Gráfico 11, nota-se a semelhança com o índice misto de Paasche. Apesar disso, as discrepâncias entre os dois índices ainda são visíveis, sendo realçadas quando se observam as variações mensais dos índices mistos de Laspeyres e de Paasche e da FGV. Outra

Gráfico 10
ÍNDICES DE PREÇO DO BACEN: COMPARAÇÃO COM LASPEYRES
E PAASCHE MISTOS

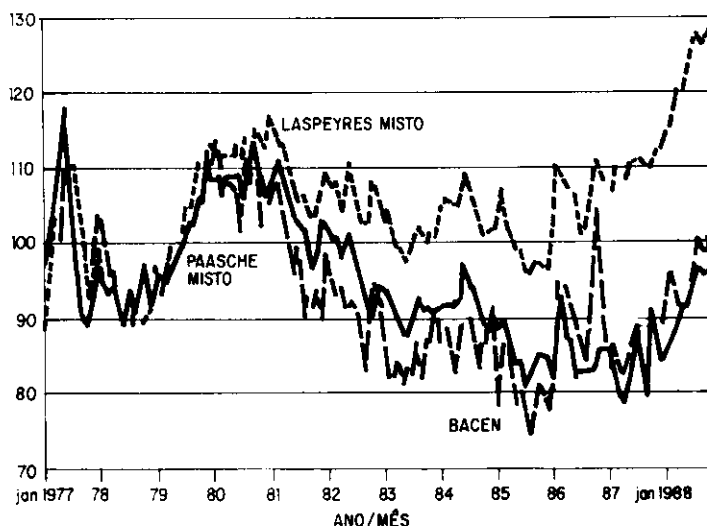


Gráfico 11

ÍNDICES DE PREÇO DA FGV : COMPARAÇÃO COM LASPEYRES E PAASCHE MISTOS

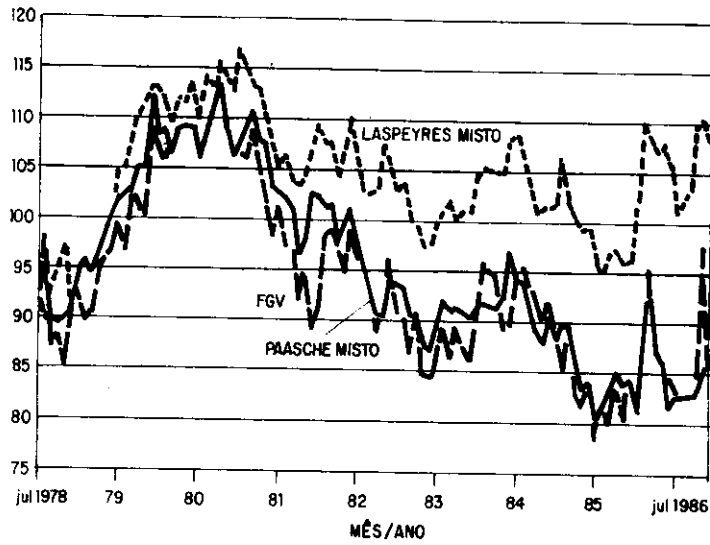
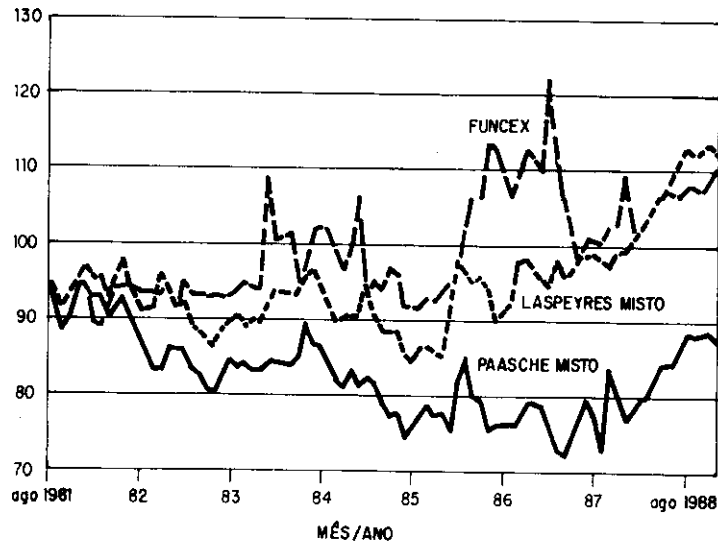


Gráfico 12

ÍNDICES DE PREÇO DA FUNCEX : COMPARAÇÃO COM LASPEYRES E PAASCHE MISTOS



vez, o traço mais marcante é a maior variância do índice da FGV, sistematicamente fora do intervalo definido pelos dois outros índices.

Finalmente, no Gráfico 12 é apresentado o índice da Funcex, que, como seria de se esperar, situa-se próximo (ou menos distante) do índice de Laspeyres. Aceitas as suposições deste trabalho, fica patente que o viés do índice da Funcex é bastante significativo. Além disso, a variância das variações mensais é muito elevada e, em muitos casos, implausível.

Quando os índices mistos de Paasche e de Laspeyres são estimados de acordo com a forma adotada pelas três instituições, mas com a base de dados usada neste trabalho na forma mista, verifica-se que as discrepâncias antes apontadas permanecem. Com a padronização da forma de composição, e ressalvadas as observações anteriores sobre o impacto da diferença de fórmulas, conclui-se que reside na diferença de cobertura a principal causa dos distintos resultados obtidos neste trabalho e nas três séries examinadas. Em particular, a utilização de painéis de produtos tende a viesar a composição da cesta de produtos em direção a bens primários, individualmente mais importantes. Devido à natureza dos mercados externos destes produtos, a variância das comparações bilaterais fica artificialmente elevada, como já constatado. É possível que uma explicação semelhante possa ser encontrada para o viés aparentemente excessivo desses índices.²⁶

5 - Observações finais

Não existe um índice que possa ser considerado sempre superior aos outros e, como ilustrado na literatura, esta escolha deve levar em conta os requerimentos teóricos e operacionais do estudo em que o índice será aplicado. No caso deste estudo, procurou-se mostrar como o processo de seleção de um número índice pode ser orientado levando em conta as fórmulas e formas disponíveis e as restrições impostas pela base de dados. Embora o caso particular das exportações brasileiras tenha sido o objeto desta análise, a abordagem técnica e algumas das suas conclusões podem ser generalizadas.

Tanto para as séries anuais como para as mensais a fórmula selecionada foi a de Fisher. A comparação com outras fórmulas mostrou, contudo, que os resultados são semelhantes seja qual for o índice escolhido entre os seis índices pseudo-superlativos considerados. Como os índices são todos muito próximos, se torna menos importante o fato de não ser possível saber qual deles é o melhor.

Desta forma, os resultados são consistentes com duas generalizações da teoria econômica dos números índices para o caso de funções homotéticas: a) que as fórmulas de agregação pseudo-superlativas oferecem estimativas quase coinci-

²⁶ Uma outra causa possível, mas infelizmente difícil de ser avaliada, é a forma pela qual os preços unitários dos produtos exportados são definidos pelas diversas instituições, com a utilização exclusiva, em alguns casos, de quantidades em quilos, o que magnifica o viés devido a mudanças de "qualidade".

dentes; e b) que os índices de Paasche e Laspeyres delimitam a variação dos índices pseudo-superlativos.

A respeito da fórmula do índice, concluiu-se assim que, sempre que a base de dados permitir, o uso de um índice pseudo-superlativo é recomendado (de preferência o de Fisher devido às suas propriedades). Vale ressaltar, entretanto, que uma base de dados atualizada não é possível nos casos dos índices de preços ao consumidor e no atacado e dos índices da produção industrial que são correntemente estimados no Brasil e em outros países. Para a elaboração destes índices torna-se inviável a determinação dos preços e das quantidades em cada período de análise via pesquisas de orçamento ou produção industrial. Dessa forma, compreende-se o uso generalizado da fórmula de Laspeyres.²⁷

Quanto à questão da forma de estimação, recomenda-se para cada caso uma análise cuidadosa do comportamento de cada opção. A concepção convencional de que o encadeamento é sempre preferível à forma direta não pode ser generalizada. Variações de preços e de quantidades relativos e perdas ou ganhos de cobertura podem alterar os resultados conforme uma ou outra forma adotada. Já no caso de índices de quantidades implícitos, parece não haver qualquer questão teórica ou metodológica que restrinja o seu uso, excluindo-se obviamente os casos onde as informações de quantidade são de melhor qualidade, como, por exemplo, nas pesquisas industriais.

Os resultados são mais sensíveis à seleção da forma da composição. Três critérios foram utilizados para escolher a forma do índice: o intervalo formado pelos índices de Laspeyres e Paasche, a cobertura das diversas formas e o grau de aditividade. A forma encadeada apresentou um intervalo Laspeyres-Paasche muito aberto — indicando que os benefícios de uma maior cobertura não devem ser o único determinante da escolha — e se mostrou pouco consistente com os dados anuais. A forma direta mostrou problemas sérios de cobertura. A forma mista foi a que melhor atendeu aos três critérios, apresentando para preços e quantidades exportadas uma evolução intermediária às formas direta e encadeada.

Assim, enquanto a teoria foi capaz de orientar a escolha de uma fórmula de índice, tanto para as observações mensais quanto para as anuais, os resultados do processo de composição das séries mostrou-se sensível à periodicidade do índice. Isto ilustra que não existe uma forma que seja sempre superior às outras: o analista deve, em cada caso, ponderar os *trade-off* entre as perdas de cobertura, transitividade, exatidão, caracteristicidade e aditividade.

Por último, merece destaque a seleção da base de dados a ser utilizada. A determinação desta base surge como fator significativo da divergência dos resultados entre os índices aqui estimados e os elaborados por outras instituições. Na verdade, é na construção da base de dados que os esforços de melhoria de um índice

27 A definição da periodicidade ótima requer outro tipo de análise. Por exemplo, no caso americano constatou-se que um intervalo de 10 anos seria recomendado para os índices de custo de vida. [ver Triplett (1988)].

devem ser concentrados. Dois tipos de problemas se apresentam:²⁸ a) vieses de substituição; e b) mudanças de qualidade.

Os vieses de substituição não estão relacionados somente com a atualidade da base de dados, mas também com os conhecidos problemas de agregação da informação coletada a nível da unidade microeconômica. Enquanto no primeiro caso a atualização pode ser realizada quando os recursos estão disponíveis, as questões de agregação ainda carecem de tratamento teórico e metodológico adequado. Conforme já mencionado, no caso do comércio exterior aqui estudado, a atualização dos preços e quantidades obedece à periodicidade dos dados e, portanto, minimiza os vieses de substituição.

Os problemas de mudança de qualidade, por outro lado, já permitem o uso de várias técnicas sofisticadas para mitigar seus impactos na mensuração dos índices. Estas técnicas podem ser com base em tratamentos estatísticos ou com uso de técnicas de preços hedônicos. Neste estudo optou-se por um tratamento estatístico conforme descrito na Seção 3. Todavia, acredita-se que um maior controle sobre a base de dados e um estudo mais detalhado das informações a nível de produto poderiam sofisticar o tratamento adotado. Embora seja recomendável este esforço de pesquisa, há que se cuidar para que os benefícios resultantes compensem os recursos alocados nesta tarefa.

Em suma, vale outra vez observar que não existe uma fórmula ou uma forma de índice que possa ser considerada superior às demais. A seleção de um índice deve levar em conta aspectos econômicos do agregado que se procura medir, as restrições operacionais da base de dados e os requerimentos teóricos associados ao uso deste índice. No caso desse estudo, os resultados indicaram a escolha do índice de Fisher misto para as séries mensais e encadeado para as observações anuais. Para ambas as periodicidades, os índices de quantidade foram obtidos pela forma implícita.

Os índices de preço selecionados possibilitam duas conclusões importantes a respeito do desempenho das exportações brasileiras: primeiro, os preços das exportações brasileiras variaram muito no período 1974/88; segundo, a década de 70 apresentou uma tendência de crescimento de preços, revertida depois de 1980, e que só voltaria, parcialmente, a partir de 1986. Os índices de quantidade, por outro lado, apontam para uma significativa expansão das exportações em todo o período, principalmente de 1977 em diante.

28 Outro tipo de problema seria relativo a questões conceituais como as variações de preço devido a regulamentações ambientais ou de segurança e o uso do valor de um fluxo de serviços ao invés do preço de aquisição de um bem durável. São questões relevantes, mas são mais relacionadas com os índices de preço ao consumidor e no atacado e não afetam diretamente a função de exportação. Ver Triplett (1988) para uma discussão abrangente de todos estes tipos de problemas com a base de dados.

Abstract

This text describes the procedures adopted to estimate monthly and yearly series of price and quantity indexes for Brazilian exports in the 1974/88 period. The emphasis is placed on discussing the choice of aggregation functions or formulas (Laspeyres, Fisher, etc.) and on the alternative forms to convert bilateral measures into multiperiod series. The selected series follow the Fisher formulae in the chain form for yearly indexes and in the mix form, composed of direct and chain comparisons, for monthly estimates.

Bibliografia

- ARDEO, V. *Índice de produto real trimestral para a economia brasileira: aspectos teóricos e metodológicos*. São José dos Campos, SP: Impa, 1990 (Tese de Mestrado).
- DIEWERT, W. E. Exact and superlative index numbers. *Journal of Econometrics*, v. 4, p. 114-145, 1976.
- . Superlative index numbers and consistency in aggregation. *Econometrica*, v. 46, n. 44, p. 883-900, 1978.
- . *Index numbers*. University of British Columbia, Department of Economics, 1986 (Discussion Paper, 33).
- . *The early history of price index research*. Columbia: Canada, University of British, 1988 (Discussion Paper, 99-26).
- DIVISIA, F. *L'indice monetaire et la theorie de la monnaie*. Paris: Societé Anonyme du Rucueil Sirey, 1926.
- EDGEWORTH, F. The doctrine of index-numbers according to Professor Wesley Mitchell. *Economic Journal*, p. 176-197, June 1918.
- FISHER, I. *The making of index numbers*. Cambridge, Riverside Press, 1922.
- HANSEN, B., LUCAS, E. F. On the accuracy of index numbers. *The Review of Income and Wealth*, p. 25-38, 1984.
- HILL, P. Recent developments in index number theory and practice. *OECD Economic Studies*, p. 123-148, 1988.
- NORWOOD, J. Distinguished lecture on economics in government: data quality and public policy. *Journal of Economic Perspectives*, v. 4, n. 2, p. 3-12, 1990.

SAMUELSON, P., SWAMY, S. Invariant economic index number and canonical duality: survey and synthesis. *American Economic Review*, v. 64, p. 566-583, 1974.

SZULC, B. J. Linking price index numbers. In: DIEWERT, W. E., MONTMARQUETTE, C. (eds.). *Price level measurement*. Proceedings from a conference sponsored by Statistics Canada, Ottawa, p. 537-566, 1983.

TRAJTENBERG, M. *Product innovations, price indices and the (mis)measurement of economic performance*. NBER, 1990 (Working Paper Series, 3.261).

TRIPLETT, J. *Price index research and its influence on data: a historical review*. Paper presented at the 50th Anniversary Conference on Research on Income and Wealth, 1988.

(Originais recebidos em novembro de 1990. Revisos em agosto de 1991.)