IPEA/COTI

TEXTO PARA DISCUSSÃO/Nº 201

Índices de Exportação para o Brasil: 1974/88

Armando Castelar Pinheiro
Ronaldo Seröa da Motta

DEZEMBRO DE 1990

330.003
T39
TD/201

Livros Grátis

http://www.livrosgratis.com.br

Milhares de livros grátis para download.

SUMÁRIO

I. INTRODUÇÃO

II. METODOLOGIA

III. BASE DE DADOS

IV. ANÁLISE DOS RESULTADOS

V. OBSERVAÇÕES FINAIS

VI. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

SINOPSE

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, em forma encadeada para as séries anuais e em forma mista (encadeada com direta) para as observações mensais.

ÍNDICES DE EXPORTAÇÃO PARA O BRASIL: 1974/88*

Armando Castelar Pinheiro**

Ronaldo Serôa da Motta***

**Os autores agradecem o auxílio de Claudio Soares de Sousa, o apoio computacional laborioso e sempre muito competente de Carmen Falcão Argolo e os comentários recebidos de Ricardo Markwald e dos participantes de seminário realizado no IPEA-RIO.*

***Da Coordenação Regional do IPEA/Rio de Janeiro.*

****Do IBGE, cedido à Coordenação Regional do IPEA/Rio de Janeiro.*

I. 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. 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[1]. 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[2]. Por fim, a questão do tratamento dos dados tem sido considerada quase que exclusivamente pelas agências oficiais de estatística, tornando-se assim uma das áreas em que é maior a lacuna de conhecimentos[3].

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[4]. Estes resultados são utilizados para ilustrar uma experiência de seleção de quatro índices a partir de 135 séries. As estimativas apresentadas constituem a primeira parte de um estudo mais amplo sobre números índices de exportação e importação. A definição dos conceitos aqui utilizados constará de um segundo estudo[5]. Da mesma forma, índices equivalentes para importações[6] e resultados a nível setorial e por categoria de uso serão apresentados em um terceiro artigo[7].

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 os problemas de cobertura e a maneira como se tratou 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. Na última seção do trabalho resumem-se as principais conclusões.

II. Metodologia

O cálculo dos índices de preços e de quantidades para as exportações brasileiras é feita 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

1 *Samuelson e Swamy (1974), Diewert (1976, 1978, 1980, 1981, 1988)*

2 *Szulc (1983), Triplet (1988)*

3 *Ver Triplet (1988), Norwood (1990), Trajtenberg (1990)*

4 *Dados (e índices) mensais estão disponíveis apenas para o período 1977/88*

5 *Pinheiro e Seroa da Motta (1991a)*

6 *Pinheiro e Seroa da Motta (1991b)*

7 *A desgregação setorial será feita de acordo com a classificação a dois dígitos adotada pelo IBGE*

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

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

b) Laspeyres

$$IPL = (\sum_i^n p_i^1 x_i^0)/(\sum_i^n p_i^0 x_i^0.)$$

c) Paasche

$$IPP = (\sum_i^n p_i^1 x_i^1)/(\sum_i^n p_i^0 x_i^1).$$

d) Sato-Vartia

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

onde: $L(a,b) = (a-b)/(\ln a - \ln b)$, para a=b, e $L(a,a) = a$;

$$p^{t'} = (p_1^t,...,p_n^t); \text{ e } x^{t'} = (x_1^t,...,x_n^t); t = 0, 1.$$

e) Walsh

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

f) Fisher

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

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

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

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 principio, menos viesados[8]. Os índices de Walsh, de Fisher e de Tornqvist são também superlativos, isto é exatos para funções de agregação flexíveis: respectivamente, as funções generalizada de Leontief, quadrática, e translog[9]. 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[10], foi aqui incluído como ilustração do critério estatístico, onde, como se pode verificar, não existem ponderações.

Os índices apresentados acima são definidos para comparações bilaterais, i.e; 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

8 *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, 1978)*

9 *Note que a diferença entre índices superlativos e pseudo superlativos é muito mais tênue do que essa nomenclatura sugere*

10 *Ver, por exemplo, Edgeworth (1918)*

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. A utilização de índices implícitos é apropriada 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[11]. 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.

III. 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[12]. 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[13]. De forma a garantir maior grau de homogeneidade para os produtos (subscripto i), o nível de desagregação a 8 dígitos foi adotado. Isto resultou em um número de produtos (=n) variando entre um mínimo de 3737 em 1974 e um máximo de 5952 em 1986, conforme pode ser visto na Tabela 1.A.

Uma análise crítica dos dados foi necessária por três razões: (i) porque muitos produtos saíam ou entravam na pauta de exportações em cada período; (ii) porque suspeitava-se que, apesar da desagregação adotada, ainda restavam casos de mudanças significativas de qualidade de produtos; e (iii) 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 preço. Cinco porcento dos produtos foram eliminados de cada cauda[14].

Nas Tabelas 1.A e 1.B são apresentadas as proporções do valor exportado que foram eliminadas com a aplicação destes procedimentos aos dados anuais e mensais, respectivamente. Como se pode observar, a cobertura dos índices é muito significativa, mesmo para o caso mais crítico dos índices mensais diretos.

Três conclusões podem ser tiradas a partir dos resultados da Tabela 1.A. Primeiro, a

11 *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*

12 *Os dados mensais estão disponíveis em fitas magnéticas apenas para o período 1977/88*

13 *O uso de unidades mais específicas do que Kg deve reduzir os problemas de mudança de qualidade*

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

participação no total das exportações dos produtos eliminados pelo segundo critério é pequena em termos absolutos e quando comparada a 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[15].

Tabela 1.A - NÚMERO DE PRODUTOS EXPORTADOS E PARTICIPAÇÃO EM VALOR DOS PRODUTOS EXCLUÍDOS DA AMOSTRA (%) - Séries Anuais

Ano	Número de Produtos Exportados no Ano	Produtos com FOB = 0				Produtos com Variação Extremas de Preços			
		Índice Direto[a]		Ind. Encadeado[b]		Índice Direto[a]		Ind. Encadeado[b]	
		Período 0	Período 1	Período 0	Período 1	Período 0	Período 1	Período 0	Período 1
1974	3737	11.54	4.07			1.19	1.58		
1975	3807	7.95	2.91	1.32	2.27	0.93	0.53	0.77	0.95
1976	3790	7.29	2.86	0.49	0.79	0.64	0.33	0.48	0.45
1977	3858	4.16	2.59	1.02	0.82	0.91	0.39	0.60	0.89
1978	3957	1.91	1.22	1.36	3.28	0.97	0.71	0.20	0.51
1979	4313	1.46	0.87	0.80	0.60	0.62	0.89	0.43	0.67
1980	5501	0.00	0.00	0.87	1.46	0.00	0.00	0.89	0.62
1981	5703	0.47	1.38	0.47	1.38	0.59	0.84	0.59	0.84
1982	5521	0.93	3.16	0.59	1.35	0.66	1.13	0.57	0.54
1983	5508	2.56	7.13	2.51	3.91	0.62	1.33	0.90	0.59
1984	5879	4.81	9.12	2.54	2.09	1.26	1.17	0.62	0.43
1985	5937	4.93	11.47	0.65	2.47	0.95	1.24	0.52	0.47
1986	5952	5.09	12.82	2.54	0.67	1.00	1.37	0.41	0.56
1987	5658	5.58	15.02	0.70	1.69	0.86	1.67	0.73	0.89
1988	5669	6.06	16.01	0.36	0.47	0.73	0.85	0.72	0.32

Notas: [a]Período 0 = 1980 e período 1 = o ano indicado.

[b]Período 1 = o ano indicado e período 0 = o ano anterior.

15 *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*

Na Tabela 1.B são apresentadas as participações em valor dos produtos excluídos na amostra quando se utilizam as formas indicadas para o cálculo dos índices mensais.

Tabela 1.B - NÚMERO DE PRODUTOS EXPORTADOS E PARTICIPAÇÃO EM VALOR DOS PRODUTOS EXCLUIDOS DA AMOSTRA (%) - Séries Sazonais

Mês	Número de Produtos Exportados	Índice Direto[a] Período 0	Índice Direto[a] Período 1	Ind. Encadeado[b] Período 0	Ind. Encadeado[b] Período 1	Índice Misto[c] Período 0	Índice Misto[c] Período 1
1977.Jan	1891	20.3	4.1			14.2	0.5
Fev	2026	17.9	6.9	2.1	5.4	3.9	0.4
Mar	2070	15.7	6.7	2.2	2.4	3.9	0.4
Abr	2220	15.8	5.8	1.8	1.8	3.6	0.5
Mai	2098	15.3	4.1	1.3	2.1	3.2	0.7
Jun	2107	16.0	6.2	2.5	1.7	5.2	1.1
Jul	2068	15.4	4.7	1.6	2.6	3.4	1.4
Ago	2263	12.3	7.4	1.8	2.2	3.6	2.5
Set	2257	10.7	6.7	2.5	3.4	3.7	2.7
Out	2221	13.1	7.8	2.6	2.4	3.5	3.3
Nov	2163	12.6	8.1	2.9	3.2	4.1	3.6
Dez	2265	8.5	5.7	3.3	5.0	5.6	4.5
1982.Jan	3016	7.0	4.2			7.1	1.2
Fev	3095	7.7	2.5	7.0	3.6	8.7	2.0
Mar	2939	6.2	6.0	4.9	6.6	7.0	1.3
Abr	3045	5.9	5.3	2.3	5.1	5.3	1.6
Mai	3068	6.2	6.0	3.8	7.7	5.0	4.1
Jun	3023	6.6	4.4	7.4	5.6	5.8	1.6
Jul	3302	5.7	4.1	3.5	3.4	4.8	1.9
Ago	3083	4.7	3.4	2.4	3.7	3.9	1.3
Set	2867	8.6	6.7	5.0	6.0	6.4	3.7
Out	2836	9.9	5.1	6.8	3.9	5.8	1.5
Nov	2958	7.8	5.1	3.1	5.8	5.6	4.2
Dez	2810	6.0	4.8	6.4	6.2	5.5	1.6
1988.Jan	2998	11.2	18.9			4.2	0.8
Fev	3105	11.6	18.3	4.7	2.7	4.8	0.8
Mar	3260	11.4	17.4	2.3	2.2	4.6	1.0
Abr	3320	11.0	16.7	2.3	2.3	4.4	0.7
Mai	3305	11.2	18.0	2.1	2.5	3.9	1.6
Jun	3498	10.7	18.5	2.3	2.1	4.3	1.0
Jul	3281	10.5	17.6	1.7	2.7	3.6	1.5
Ago	3503	10.6	18.6	2.8	1.7	3.6	1.1
Set	3446	13.4	14.4	2.3	1.7	4.4	1.3
Out	3190	11.0	16.0	1.8	2.7	3.7	1.2
Nov	3392	10.4	15.8	2.4	2.6	4.9	2.2
Dez	3547	10.4	17.9	2.6	3.1	4.2	2.6

Notas: [a]Período 0 = média mensal de 1980, periodo 1 = mês indicado.
[b]Período 1 = mês indicado, período 0 = mês anterior.
[c]Período 1 = mês indicado, período 0 = média mensal do ano anterior.

Os resultados são reportados apenas para três anos -- os dois pontos extremos da série e um ano representativo -- pois os padrões observados mudam pouco de um ano para outro. Os resultados para os índices mensais revelam que: (i) 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; (ii) não existe um padrão sazonal pronunciado na cobertura dos índices dentro do ano[16]; e (iii) a forma mista permite uma cobertura melhor que a forma encadeada para o período 1 e não significativamente pior para o período 0.

IV. 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[17].

A apresentação e análise detalhada dessas 135 séries não cabe neste trabalho e, por isso, serão utilizados gráficos e tabelas que resumam as principais conclusões alcançadas[18].

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[19]. Assim, a segunda estatística é a média das diferenças entre a variação indicada pelas diferentes fórmulas e pela de Fisher[20]. 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 logarítimo 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.

IV.1 Seleção da 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.

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

17 *Note-se que como parte dos produtos exportados foram eliminados da base de dados, os índices de Fisher e de Sato-Vartia não são perfeitamente reversíveis*

18 *Series completas para cada índice podem ser obtidas junto aos autores*

19 *Ver fórmulas das estatísticas na Tabela 2.A.*

20 *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*

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[21].

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 2.A a 2.C, para o caso das séries mensais, os seis índices pseudo-superlativos

Tabela 2.A - ÍNDICES DIRETOS: MENSAIS VALOR MÉDIO DAS VARIAÇÕES E DESVIOS EM RELAÇÃO AO ÍNDICE DE FISHER NAS COMPARAÇÕES BILATERAIS

Índice[1]	Valor[2] Médio da Variação	Desvios Absolutos: Valor[3] Médio	Desvios Absolutos: Desvio Padrão[4]	Desvios Relativos: Valor Médio[6]	Desvios Relativos: Desvio[5] Padrão
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

Notas: [1]Ver na Seção 2 a definição dos vários índices.

[2]Σ IP/n e Σ IQ/n.

[3]Σ(IP - IPF)/n e Σ(IQ - IQF)/n.

[4]$(\Sigma(IP-IPF)^2/n - (\Sigma(IP-IPF)/n)^2)^{1/2}$ e $(\Sigma(IQ-IQF)^2/n - (\Sigma(IQ-IQF)/n)^2)^{1/2}$.

[5]$\Sigma\ln(IP/IPF)/n$ e $\Sigma\ln(IQ/IQF)/n$.

[6]$(\Sigma(\ln(IP/IPF))^2/n - (\Sigma\ln(IP/IPF)/n)^2)^{1/2}$ e $(\Sigma(\ln(IQ/IQF))^2/n-(\Sigma\ln(IQ/IQF)/n)^2)^{1/2}$.

21 *Ver, por exemplo, Samuelson e Swamy (1974) ou Diewert (1976 e 1981)*

apresentam variações mensais bastante próximas e notadamente no caso da forma encadeada onde as mudanças de um período para outro são menores[22].

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%.[23].

Note, 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 Lapeyres e Paasche fornecem um intervalo dentro do qual o verdadeiro índice se situa[24]. 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[25].

Para entender a importância desses dois resultados, suponha uma situação em que todos os preços variem na mesma proporção. Nesta situação, 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 discutidos aqui 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 e aquela medida por cada índice é 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 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 a 1.D ilustram para as séries anuais como estes intervalos se formam para os índices de exportação. Para a forma encadeada, o índice de Paasche determina um limite superior até 1980, e a partir desse ano, um limite inferior -- o índice de Laspeyres dá os

22 *Os resultados para as séries anuais podem ser obtidos junto aos autores*

23 *Assumindo-se que as variações médias mensais tenham uma distribuição lognormal, os log's 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*

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

25 *Ver, por exemplo, Samuelson e Swamy (1974) ou Diewert (1981).*

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[26].

Os resultados mensais são discutidos com o recurso às estatísticas apresentadas nas Tabelas 2.A a 2.C 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 que: (i) a variação média mensal do índice mediana não se situa nesse intervalo; e (ii) esses resultados se observam não apenas na média mas também para cada mês, como pode ser

Tabela 2.B - ÍNDICES ENCADEADOS MENSAIS: VALOR MEDIO DAS VARIAÇÕES E DESVIOS EM RELAÇÃO AO ÍNDICE DE FISHER NAS COMPARAÇÕES BILATERAIS

Índice	Valor Médio da Variação	Desvios Absolutos: Valor Médio	Desvios Absolutos: Desvio Padrão	Desvios Relativos: Valor Médio	Desvios Relativos: Desvio Padrão	Razão de Von[1] Neumam
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

Nota: [1] $(n \sum [(IP-IPF)-Lag(IP-IPF)]^2)/((n-1) \sum (IP-IPF)^2)$ e
$(n \sum [(IQ-IQF)-Lag(IQ-IQF)]^2)/((n-1) \sum (IQ-IQF)^2)$.

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, 2.294]. Valores menores que 1.7333 são sinal de autocorrelação positiva e maiores do que 2,2947 de autocorrelação negativa.

26 *Obviamente, para os anos adjacentes à base os intervalos são iguais.*

avaliado pelo fato de no caso do índices 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 2.B observa-se que resultados semelhantes foram obtidos para os índices encadeados. Nesse caso, como previsto na literatura[27], 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 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 2.C, 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,

Tabela 2.C - 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

27 *Ver, por exemplo, Diewert (1978) e Hill (1988).*

GRÁFICO 1.A

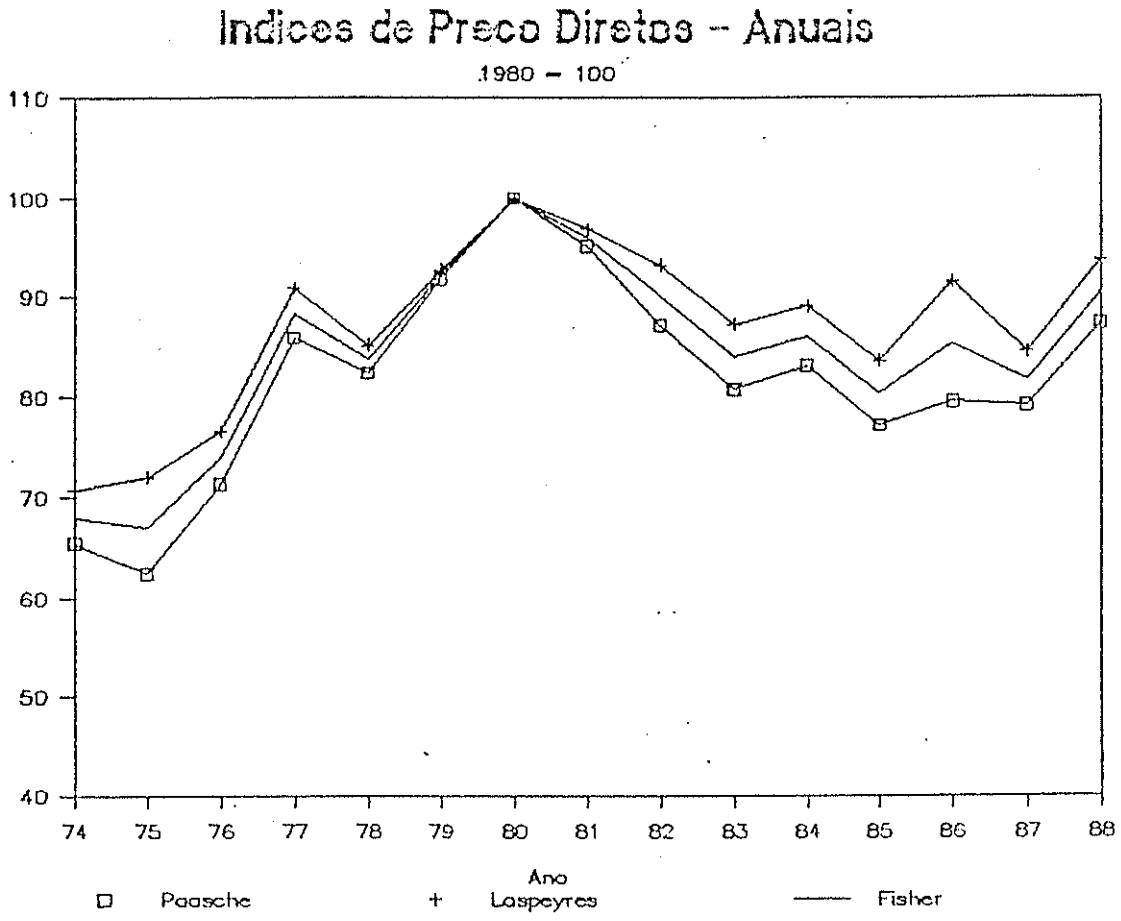


GRÁFICO 1.B

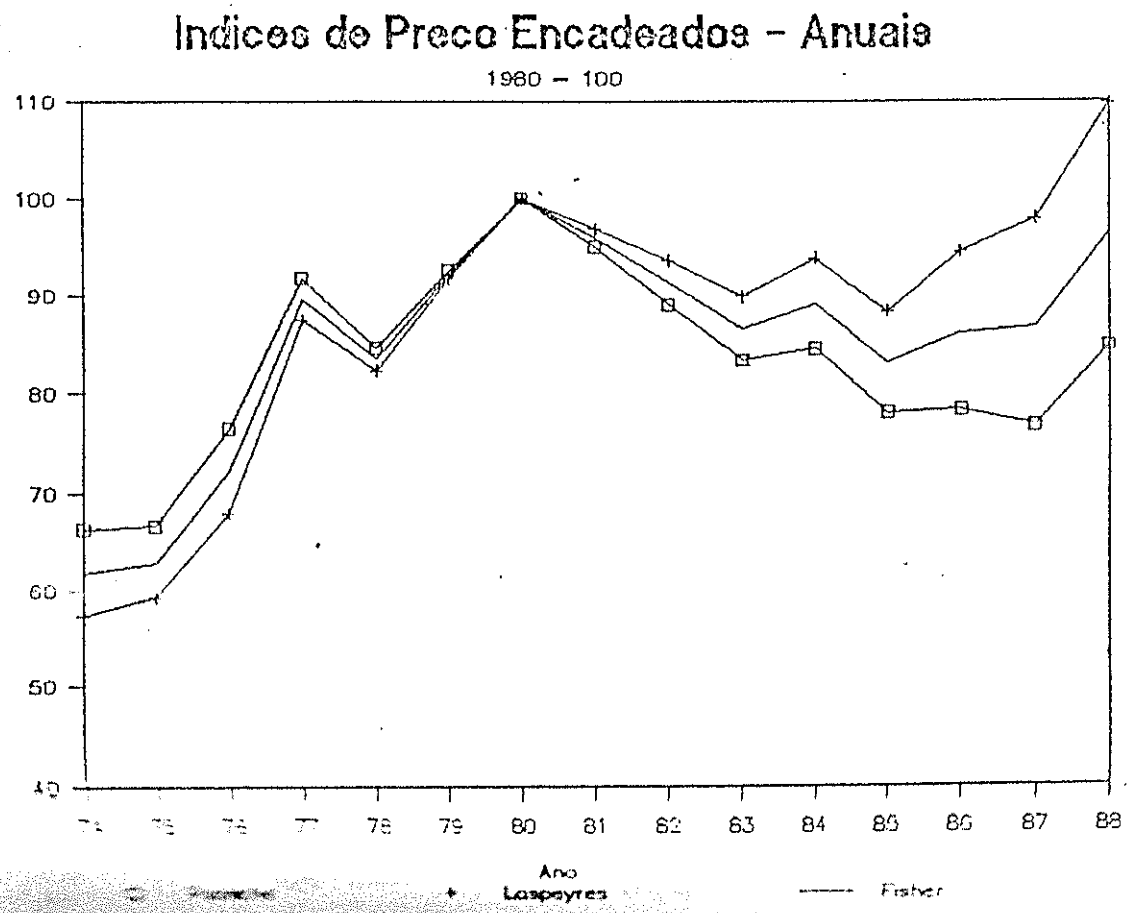


GRÁFICO 1.C

Indices de Quantidade Diretos - Anuais

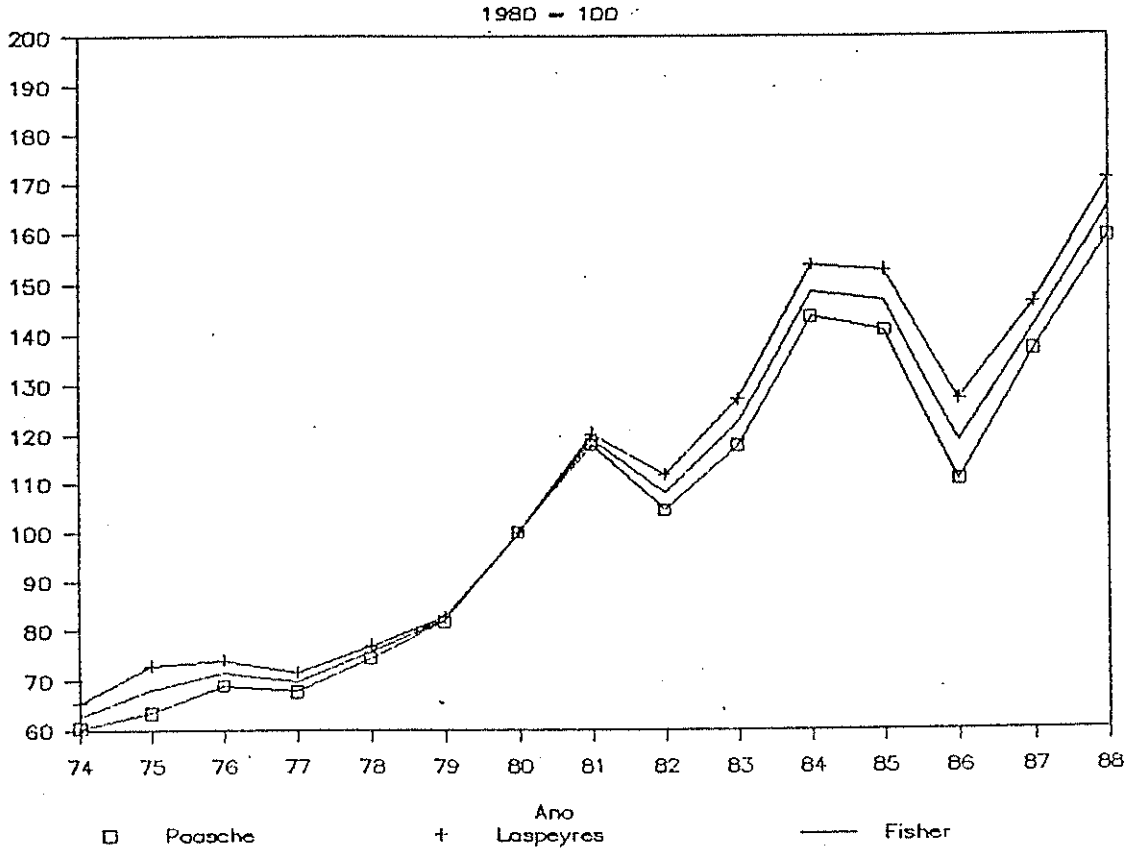
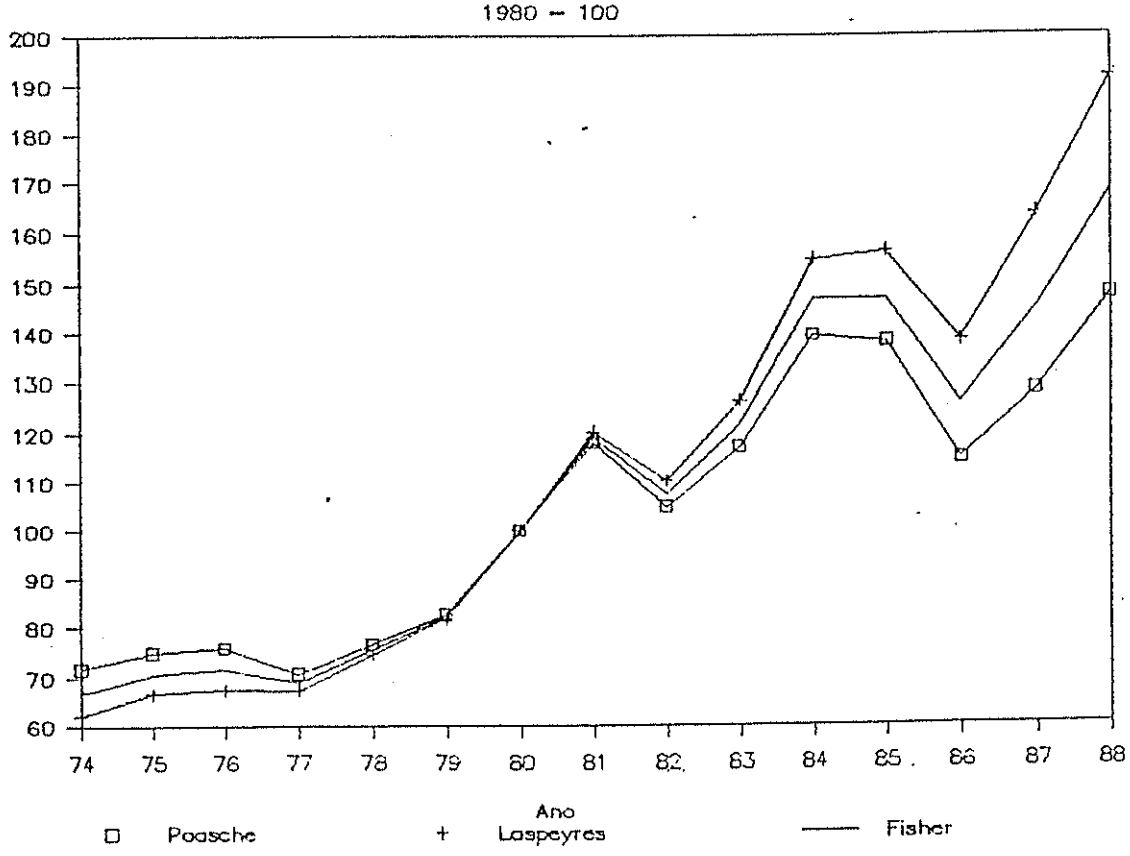


GRÁFICO 1.D

Indices de Quantidade Encadeados-Anuais



refletindo o fato de que o viés de substituição das diversas formulas é menor quando as variações são pequenas.

Observa-se também nas Tabelas 2.A a 2.C que, em geral, o índice mediana não se situa muito longe do índice de Fisher. Este resultado é uma consequência da distribuição de relativos de preços, bastante concentrada em torno da mediana, e não um resultado geral que se deva 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 a base de cálculo[28].

IV.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 característico[29] e com a propriedade de proporcionalidade fraca[30], mas que não é transitivo [31]. Além disso, como visto na seção anterior, a forma direta oferece uma cobertura de produtos (representatividade) menor que a forma encadeada[32], 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[33].

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 seqüenciais.

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 a 1.D para os preços e as quantidades. Note-se que, apesar da

28 *Ver Pinheiro e Seroa da Motta (1990a) ou Ardeo (1990) para uma discussão mais detalhada das propriedades dos diversos índices.*

29 *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.*

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

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

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

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

diferença de amplitude dos intervalos formados pelos índices de Laspeyres e de Paasche, os dois índices de Fisher são semelhantes.

Os resultados da Tabela 3 ratificam esta conclusão, mostrando 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.

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. Três critérios são considerados na seleção de uma forma para o índice mensal: (i) o intervalo formado pelos índices de Laspeyres e Paasche, na medida em que este reflete a sensibilidade da forma à escolha da fórmula; (ii) o grau de aditividade; e (iii) a cobertura dos dados.

Assim, 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 2.A a 2.F 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.

Tabela 3 - 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 De Quantidade: 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

GRÁFICO 2.A

Indices de Preco Diretos - Mensais

Media de 1980 = 100

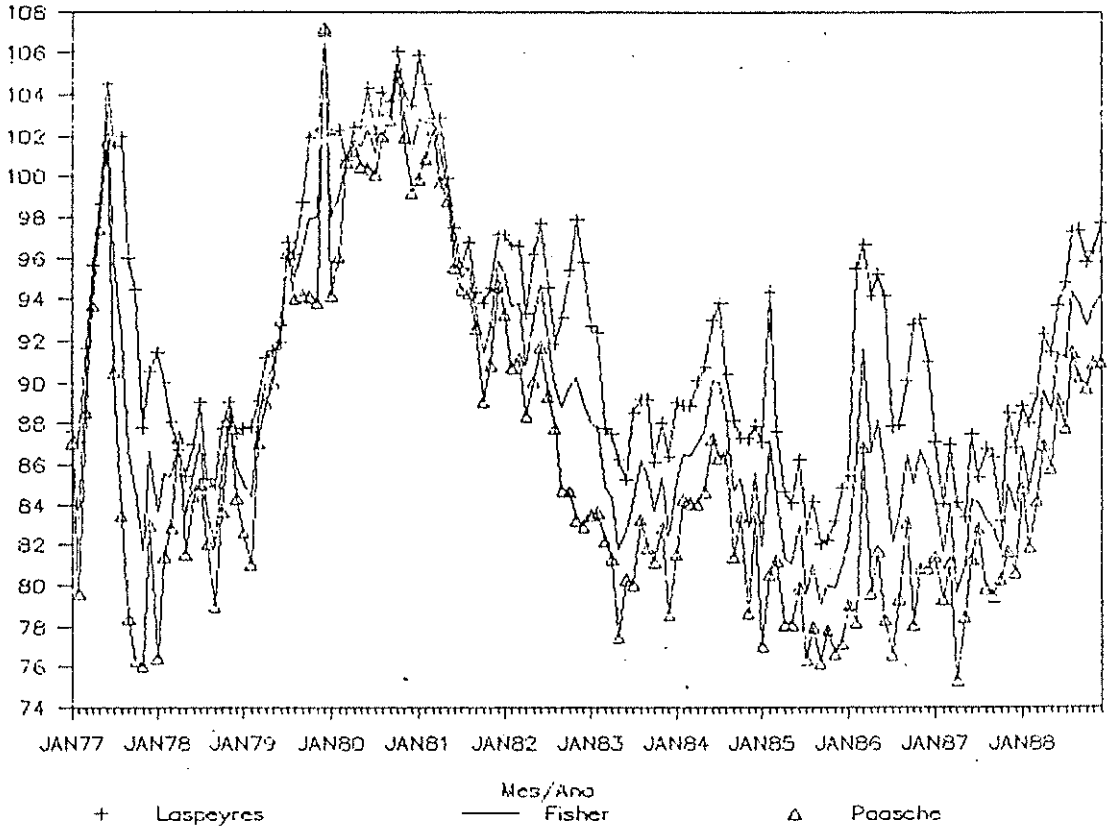


GRÁFICO 2.B

Indices de Quantidade Diretos - Mensais

Media de 1980 = 100

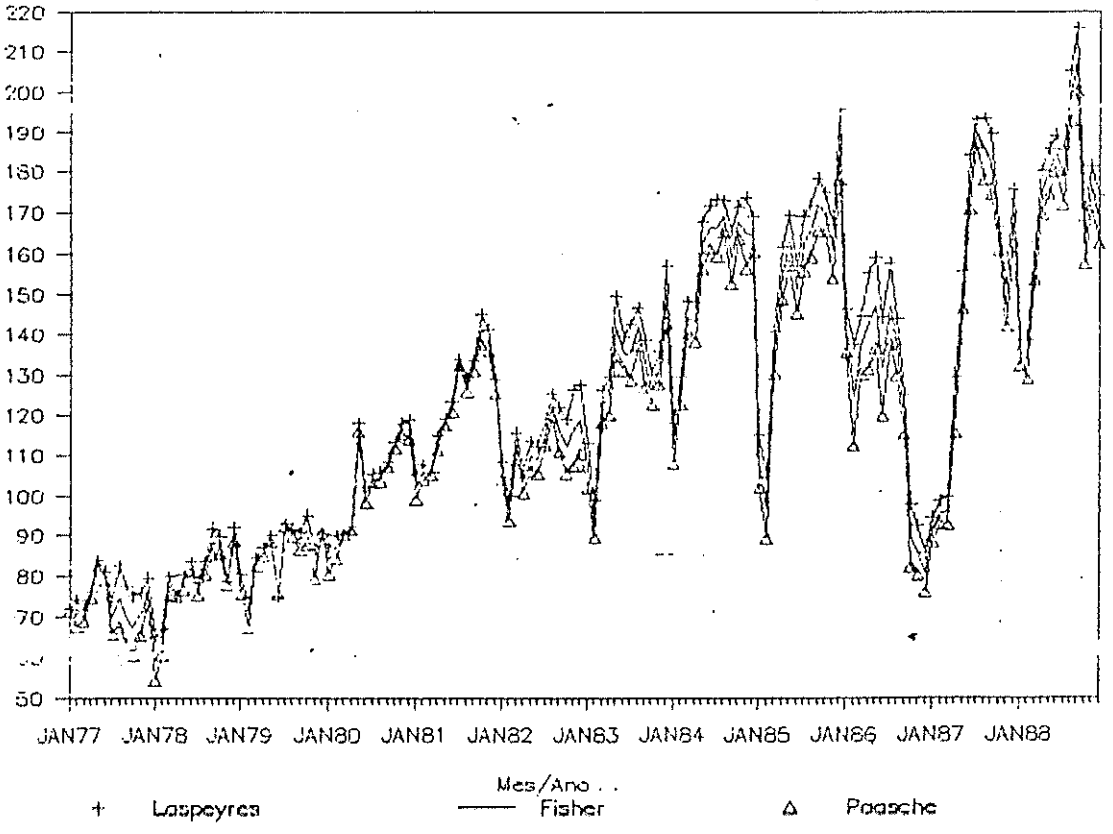


GRÁFICO 2.C

Indices de Preco Encadeados - Mensais

Media de 1980 = 100

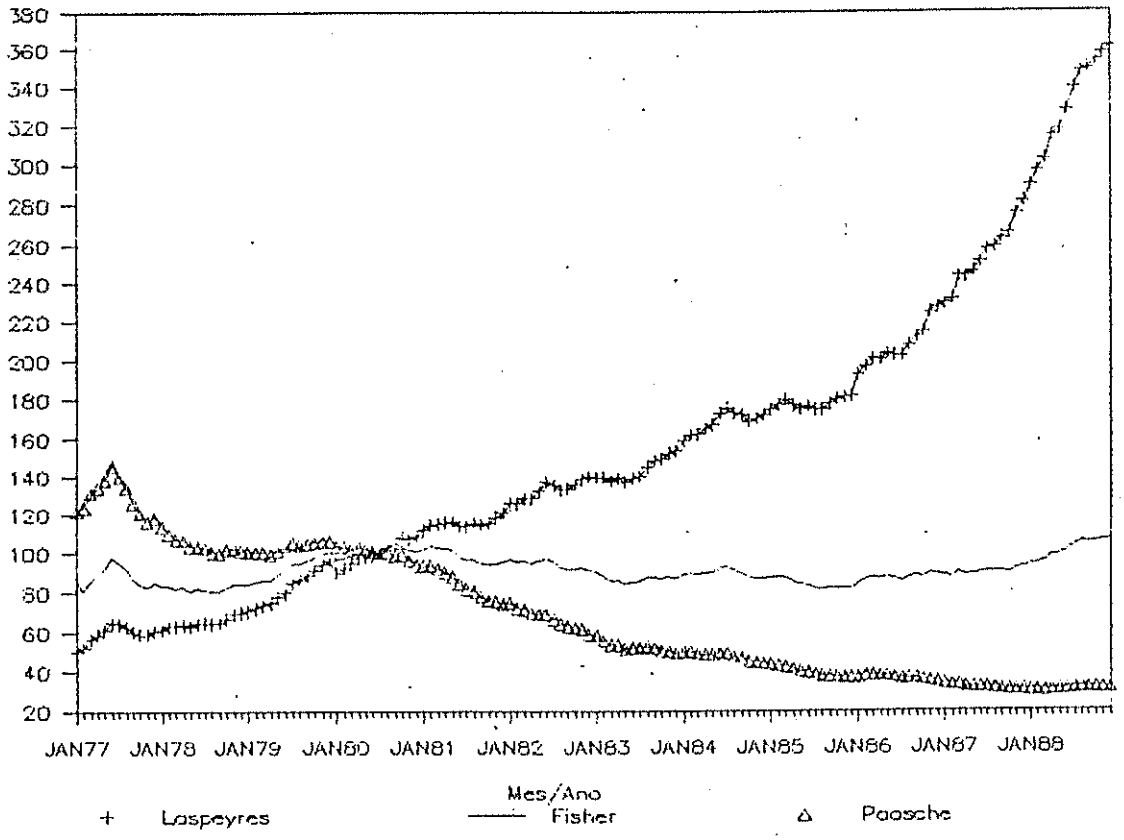


GRÁFICO 2.D

Indices de Quantidade Encadeados-Mensal

Media de 1980 = 100

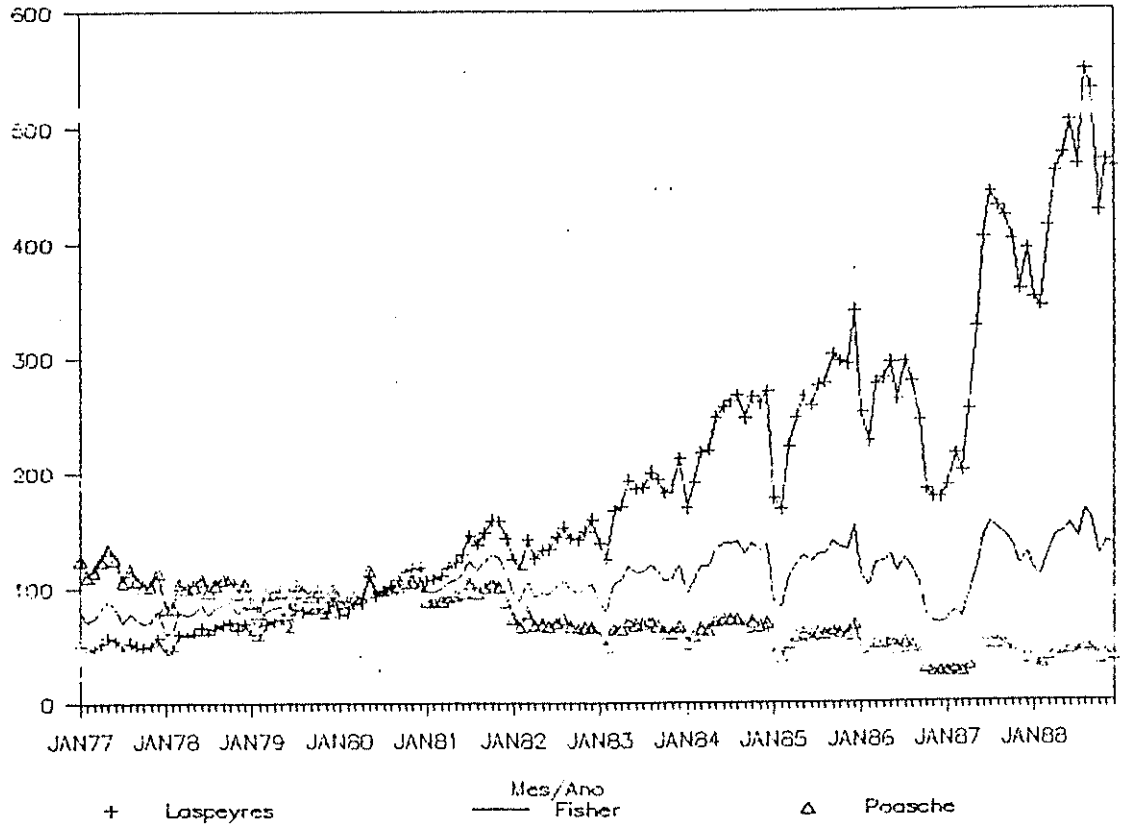


GRÁFICO 2.E

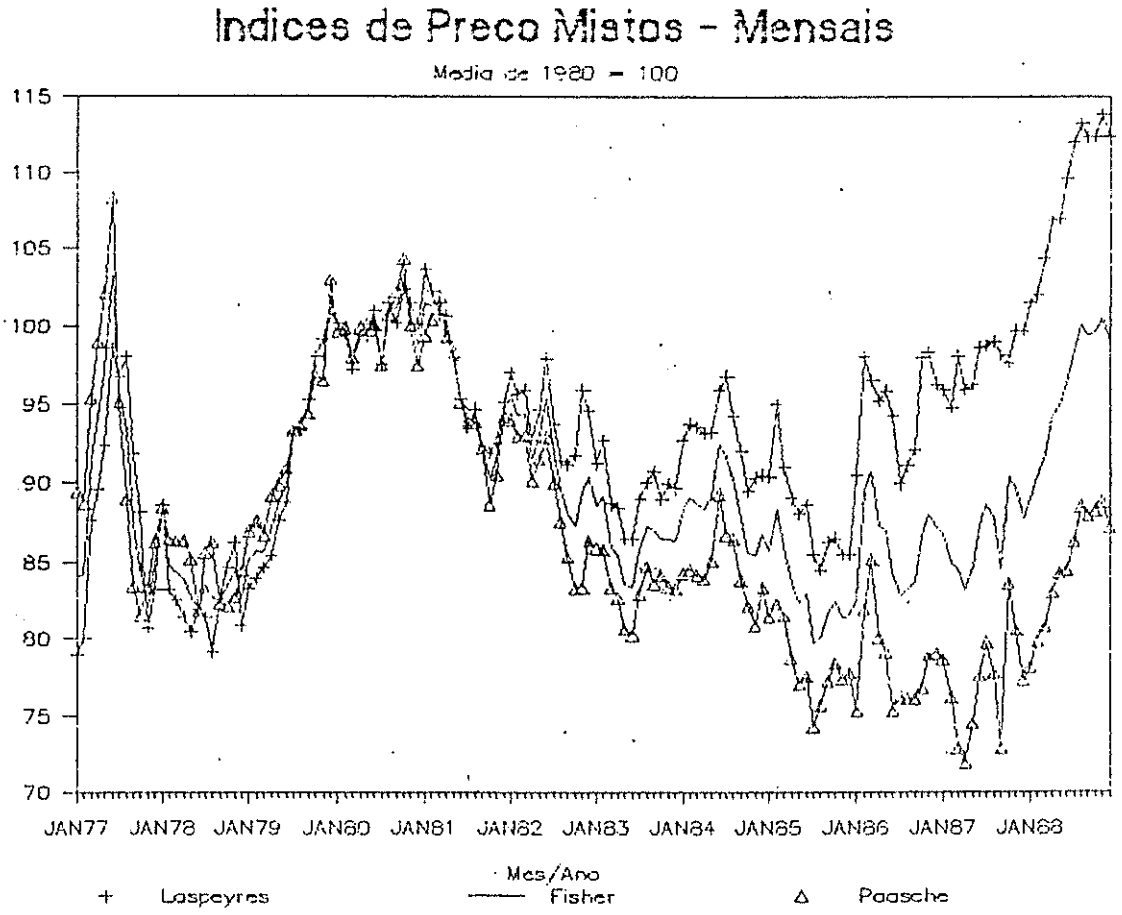


GRÁFICO 2.F

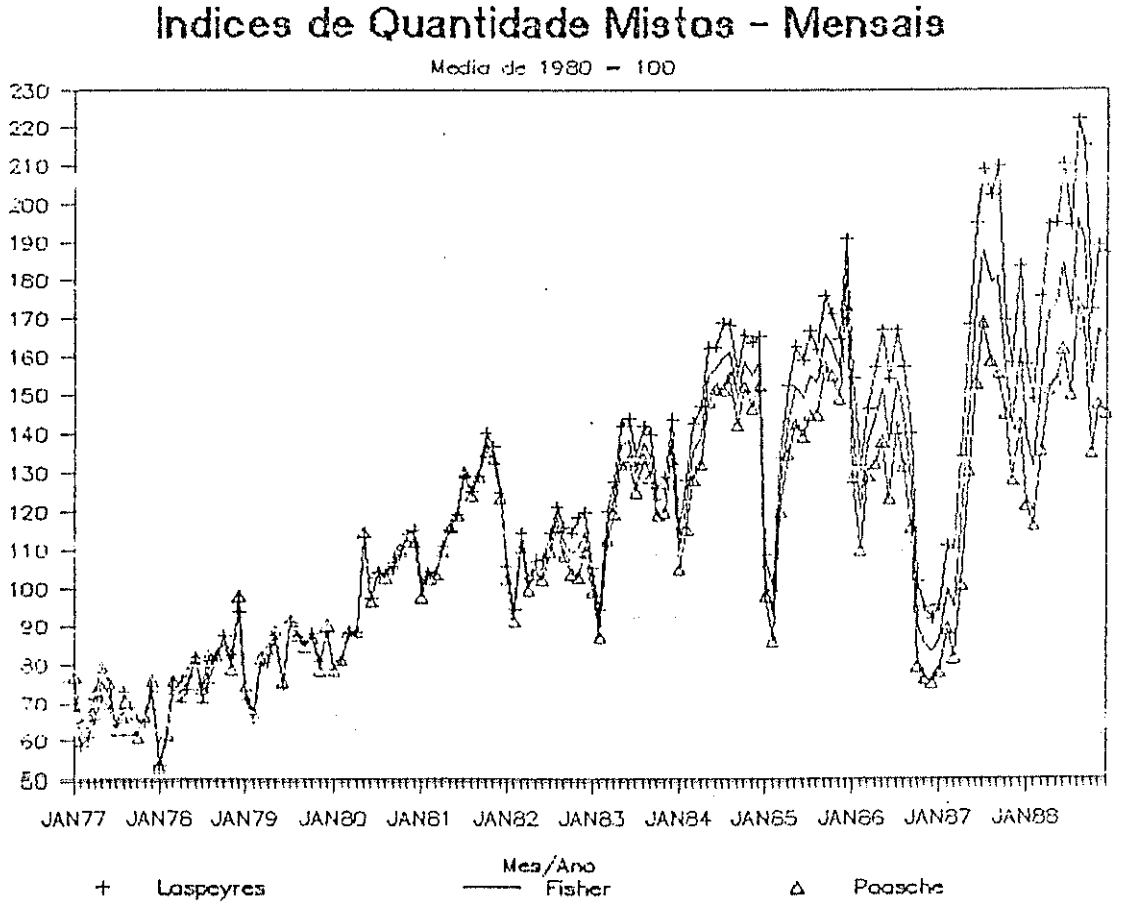


GRÁFICO 3.A

Indices de Preco de Fisher - Mensais

Media de 1980 = 100

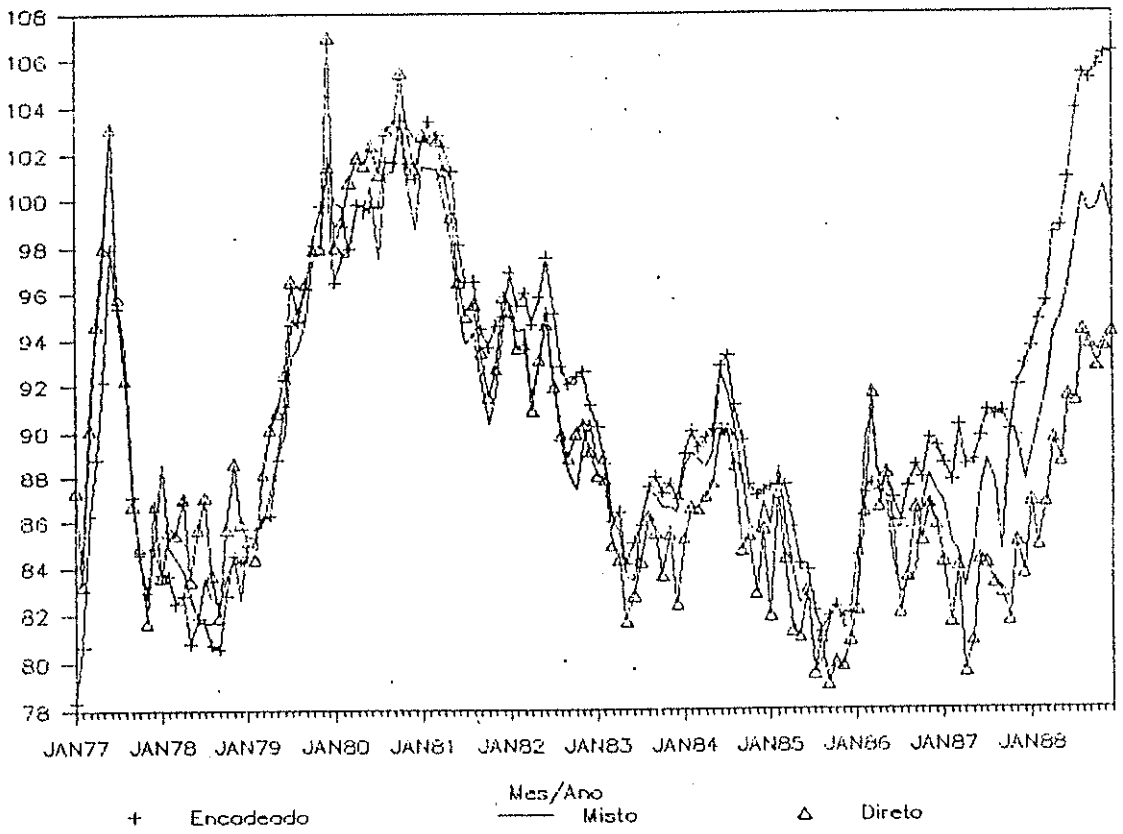
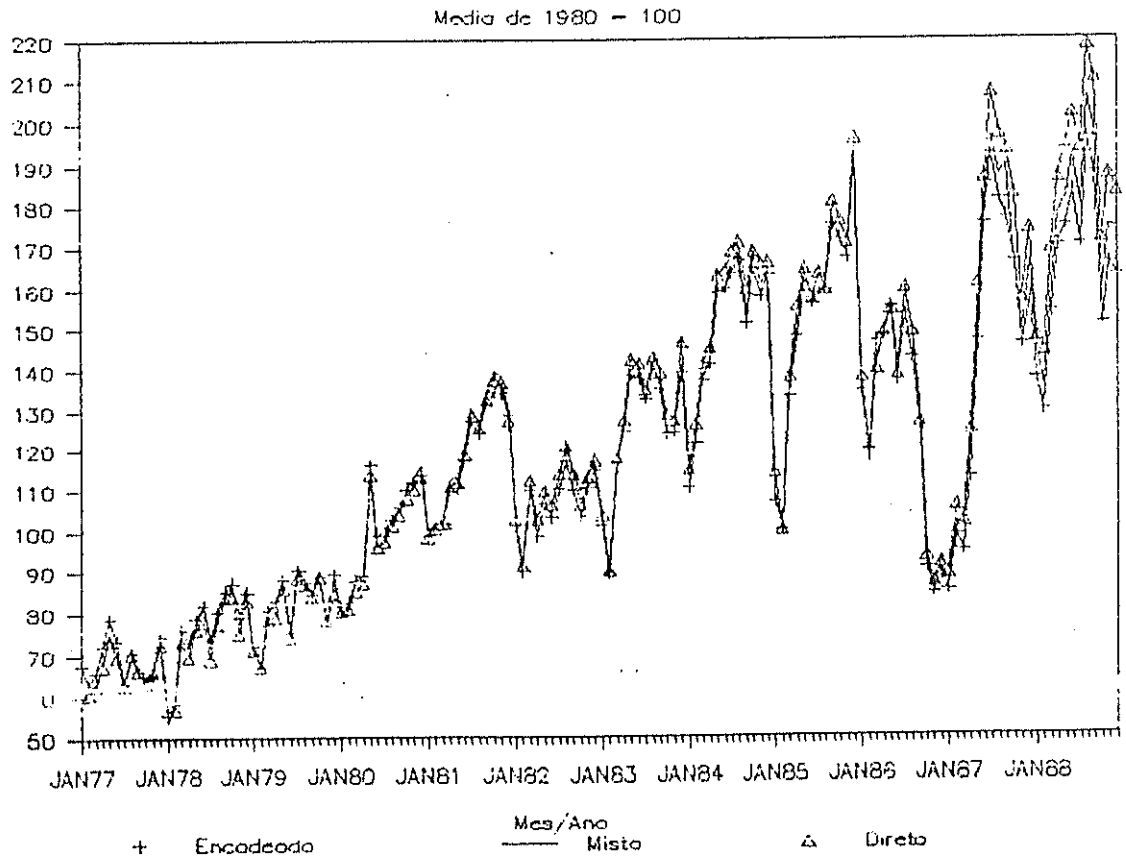


GRÁFICO 3.B

Indices de Quantum de Fisher Implicitos

Media de 1980 = 100



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[34]. 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[35].

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, ja que se utilizará o índice de Fisher. De fato, como se mostra nas Tabelas 4.A e 4.B, os diversos índices pseudo-superlativos continuam bastante próximos[36], com as diferenças entre eles tendo sido pouco afetadas pela forma de composição das séries[37]. 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[38]. Da Tabela 5, onde se reportam as razões entre os índices de Fisher anualizados (médias aritiméticas dos índices mensais) e o índice de Fisher anual encadeado, observa-se que a forma mista é a que resulta em índices mais aditivos[39]. 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 nas Tabelas 1.A e 1.B, 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 aditividade[40] e uma cobertura muito significativa. Observe que a forma mista congrega muitos dos pontos positivos das formas encadeada e direta. O encadeamento anual -- periodicidade sugerida por Divisia

---

34 *Para a forma encadeada, e dadas as suposições da nota 24, a diferença entre os log's 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 porque para períodos perto da base a forma encadeada resulta em intervalos estreitos.*

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

36 *Para a forma direta, em que a composição das séries limita-se a multiplicar as comparações bilaterais por 100, os desvios em relação ao índice de Fisher são os mesmos da Tabela 2.A (multiplicados por 100 no caso dos desvios absolutos).*

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

38 *Um número índice é dito aditivo se as séries anualizadas e anuais são iguais.*

39 *No seu conceito mais estrito, a questão da aditividade deveria ser examinada comparando-se as séries anualizadas com as anuais para uma mesma forma de composição.*

40 *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.*

(1926) para minimizar o impacto de flutuações sazonais -- reduz o viés decorrente de alterações na composição da pauta de exportações e da mudança de 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 da excessiva oscilação de preços e quantidades dentro do ano, que reduzem muito as vantagens da forma encadeada[41].

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 vêz ou tentar incluí-los de alguma forma nos índices[42]. Para os preços a exclusão somente seria um problema se o aumento medio dos preços nos produtos excluídos fosse significativamente diferente do dos demais produtos. Contudo, as variações dos preços são razoavelmente semelhantes, como indicado

Tabela 4.A - ÍNDICES ENCADEADOS MENSAIS: VALOR MÉDIO DO NUMERO ÍNDICE E DESVIOS EM RELAÇÃO AO ÍNDICE DE FISHER NAS SÉRIES DE NÚMEROS ÍNDICES

Índice	Valor Médio do Número Índice	Desvios Absolutos: Valor Médio	Desvios Absolutos: Desvio Padrão	Desvios Relativos: Valor Médio	Desvios Relativos: Desvio Padrão
PREÇO					
Mediana	96.14	4.940	4.3979	0.0541	0.0477
Laspeyres	152.90	61.694	76.1532	0.3923	0.4951
Paasche	69.00	-22.201	33.1991	-0.3941	0.4951
Sato-Vartia	91.36	0.155	0.8936	0.0017	0.0102
Walsh	91.04	-0.166	1.1510	-0.0020	0.0133
Translog	91.51	0.311	0.6036	0.0033	0.0067
Sidgwick-Bowley	91.47	0.270	0.3501	0.0029	0.0038
Marshall-Edgeworth	91.37	0.169	0.2092	0.0019	0.0024
QUANTIDADE					
Laspeyres	190.36	83.746	104.2892	0.3893	0.4951
Paasche	75.03	-31.588	41.6437	-0.3911	0.4951
Sato-Vartia	106.31	-0.306	1.0386	-0.0017	0.0102
Walsh	106.47	-0.144	0.3346	-0.0009	0.0031
Translog	106.76	0.137	4.7895	-0.0044	0.0456
Sidgwick-Bowley	106.99	0.373	0.4610	0.0029	0.0038
Marshall-Edgeworth	106.69	0.068	0.0540	0.0007	0.0006

41 *Ver Hill (1988) e Diewert (1988).*

42 *Ver Tripplet (1988) para uma discussão sobre formas alternativas de tratar produtos novos e mudanças de qualidade.*

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.

Note-se que para os índices anuais a forma implícita diminui a diferença entre as formas encadeada e direta, conforme se mostrou na Tabela 3, a não ser para a base em 1985, quando problemas de cobertura parecem mais significativos no caso dos índices de preços.

Tabela 4.B - ÍNDICES MISTOS MENSAIS: VALOR MÉDIO DO NUMERO INDICE E DESVIOS EM RELAÇÃO AO ÍNDICE DE FISHER NAS SÉRIES DE NÚMEROS ÍNDICES

Índice	Valor Médio do Número Índice	Desvios Absolutos: Valor Médio	Desvios Absolutos: Desvio Padrão	Desvios Relativos: Valor Médio	Desvios Relativos: Desvio Padrão
PREÇO					
Mediana	94.84	3.614	6.3222	0.0376	0.0669
Laspeyres	95.83	4.605	4.9482	0.0484	0.0512
Paasche	87.07	-4.155	4.4014	-0.0484	0.0512
Sato-Vartia	90.83	-0.397	0.7628	-0.0043	0.0085
Walsh	90.60	-0.629	0.7768	-0.0070	0.0088
Translog	90.79	-0.433	0.4004	-0.0048	0.0044
Sidgwick-Bowley	91.29	0.062	0.0907	0.0007	0.0010
Marshall-Edgeworth	91.15	-0.072	0.2682	-0.0008	0.0030
QUANTIDADE					
Laspeyres	127.64	7.443	8.3645	0.0484	0.0512
Paasche	113.48	-6.718	7.3692	-0.0484	0.0512
Sato-Vartia	120.59	0.391	0.7288	0.0043	0.0085
Walsh	120.44	0.244	0.2822	0.0021	0.0022
Translog	120.49	0.295	4.1628	-0.0052	0.0436
Sidgwick-Bowley	120.29	0.088	0.1063	0.0007	0.0010
Marshall-Edgeworth	120.23	0.033	0.1359	0.0002	0.0016

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.

Para as observações mensais, a comparação na Tabela 5 dos índices implícitos e os da amostra reforça a conclusão de que a forma mista é a mais apropriada.

Nos Gráficos 3.A e 3.B 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.

Tabela 5 - RAZÃO ENTRE OS ÍNDICES DE FISHER ANUALIZADO E ENCADEADO ANUAL

Ano	Índices de Preço			Índices De Quantidade					
				Amostra			Implícitos		
	Direto	Encadeado	Misto	Direto	Encadeado	Misto	Direto	Encadeado	Misto
1977	1.008	0.977	1.019	1.092	1.165	1.039	0.990	1.024	0.979
1978	1.022	0.988	1.017	1.040	1.057	1.038	0.978	1.014	0.985
1979	1.014	1.000	1.008	1.035	1.022	1.026	0.983	0.999	0.989
1980	1.017	1.000	1.013	1.028	1.000	1.023	0.982	1.000	0.987
1981	1.015	1.025	1.015	1.014	0.939	1.014	0.990	0.981	0.990
1982	1.004	1.033	1.017	1.018	0.905	1.011	0.997	0.971	0.984
1983	0.979	1.004	1.010	1.025	0.867	1.018	1.025	1.000	0.992
1984	0.973	1.007	1.008	1.022	0.852	0.999	1.027	0.995	0.992
1985	0.983	1.011	1.012	0.992	0.805	0.971	1.021	0.995	0.992
1986	0.998	1.017	1.014	0.958	0.817	1.004	1.002	0.987	0.989
1987	0.957	1.038	1.013	0.982	0.792	0.982	1.044	0.963	0.984
1988	0.940	1.050	1.010	0.986	0.805	0.980	1.060	0.951	0.987

IV.3 Os Índices de Exportação Selecionados

Nas Tabelas 6.A e 6.B 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[43]. Em ambos os casos os índices de quantidade foram estimados pela forma implícita.

Tabela 6.A - ÍNDICES DE PREÇO E DE QUANTIDADE PARA AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS - Séries Anuais - 1974/88

(1980=100)

Ano	Preço	Quantidade	Ano	Preço	Quantidade
74	61.7	64.0	82	91.4	109.7
75	62.9	68.5	83	86.6	125.5
76	72.1	69.6	84	89.1	150.6
77	89.7	67.1	85	83.0	153.4
78	83.5	75.3	86	86.1	129.1
79	92.2	82.1	87	86.7	150.3
80	100.0	100.0	88	96.4	173.9
81	96.0	120.5			

43 *A série mensal de preços original foi dividida por 1.013 de forma que o índice mensal anualizado seja igual a 100 em 1980.*

Com a exceção de 1978, os preços sobem em todo período 1973-80, para cair até 1985, quando tem início uma recuperação que, todavia, só ganharia momento em 1988. Observa-se para as quantidades 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.

Tabela 6.8 - ÍNDICES DE PREÇO E DE QUANTIDADE PARA AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS
Séries Mensais - Janeiro de 1977/Dezembro de 1988
(Média de 1980=100)

Mês	Preço	Quant.	Mês	Preço	Quant.	Mes	Preço	Quant.	Mês	Preço	Quant.
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
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

IV.4 Uma Comparação com Outros Resultados na Literatura

Três instituições publicam séries de índices para as exportações: o Banco Central (BACEN), a Fundacão Getúlio Vargas (FGV) e a Fundação de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX). A série elaborada pelo BACEN a partir de 1971 utiliza a fórmula 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 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: (i) a fórmula de agregação; (ii) a forma de composição das séries anuais; e (iii) a cobertura dos dados.

Os Gráficos 4.A a 4.G apresentam os índices de preço mensais para cada instituição, comparando-os com os índices de preço de Paasche e de Laspeyres na forma mista. A análise é feita tanto para as séries multiperiodais completas quanto para as comparações bilaterais, o que permite identificar, respectivamente, o viés do índice e a variância desse viés.

Observa-se no Gráfico 4.A que os índices do BACEN estão, no período jan/81 - jan/86, 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 são ainda mais evidentes na comparação das variações mensais apresentadas no Gráfico 4.B. 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 4.C, nota-se a semelhança com o índice misto de Paasche. Apesar disso, as discrepâncias entre os dois índices ainda são visíveis, sendo realçadas no Gráfico 4.D, onde se observam as variações mensais dos índices mistos de Laspeyres e de Paasche e da FGV. Outra 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 4.E, 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, como se constata no Gráfico 4.F, a variância das variações mensais é muito elevada e, em muitos casos, implausível.

Nos Gráficos 4.G e 4.H apresentam-se os índices mistos de Paasche e de Laspeyres estimados de acordo com a forma adotada pelas três instituições, mas com a base de dados usada neste trabalho na forma mista. Verifica-se, todavia, 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

GRÁFICO 4.A

Indices de Preco do BACEN:

Comparacao c/Laspeyres e Paasche Mistos

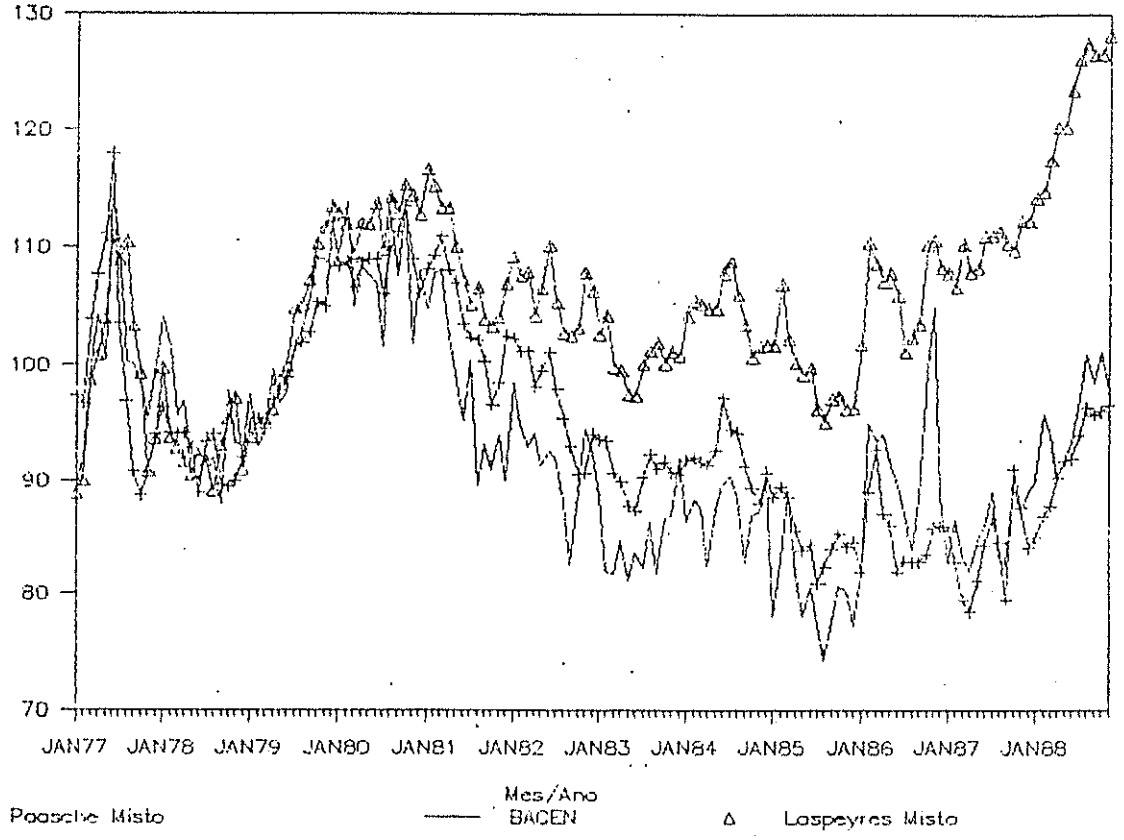


GRÁFICO 4.B

Variacoes Mensais do Indice do Bacen:

Comparacao c/Laspeyres e Paasche Mistos

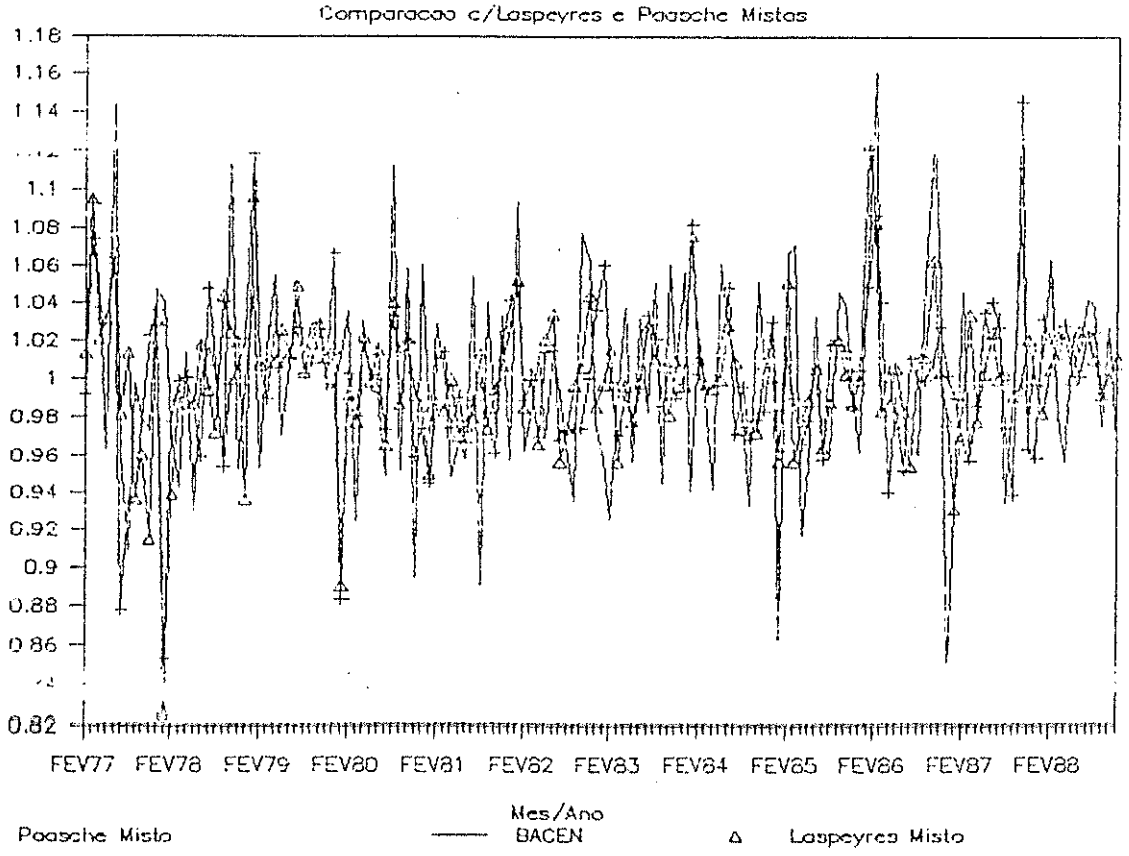


GRÁFICO 4.C

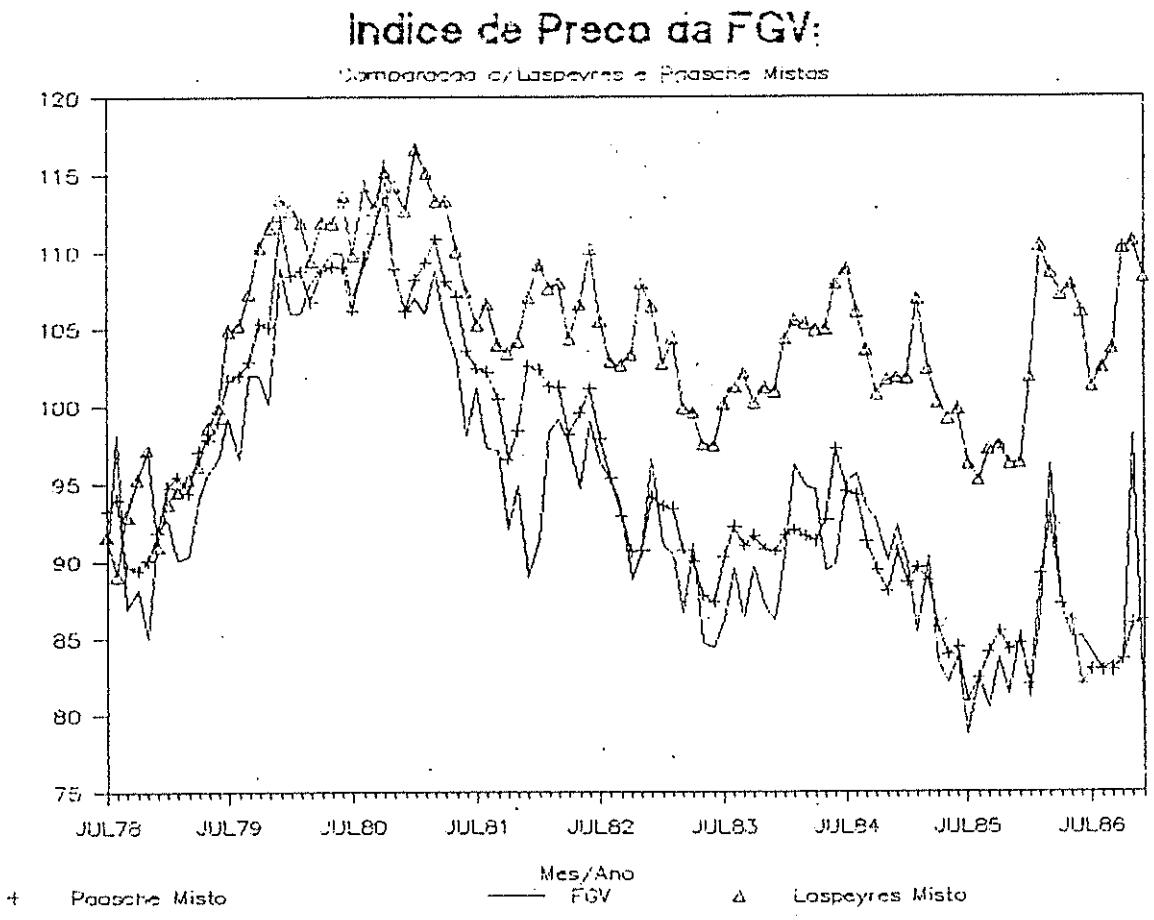


GRÁFICO 4.D

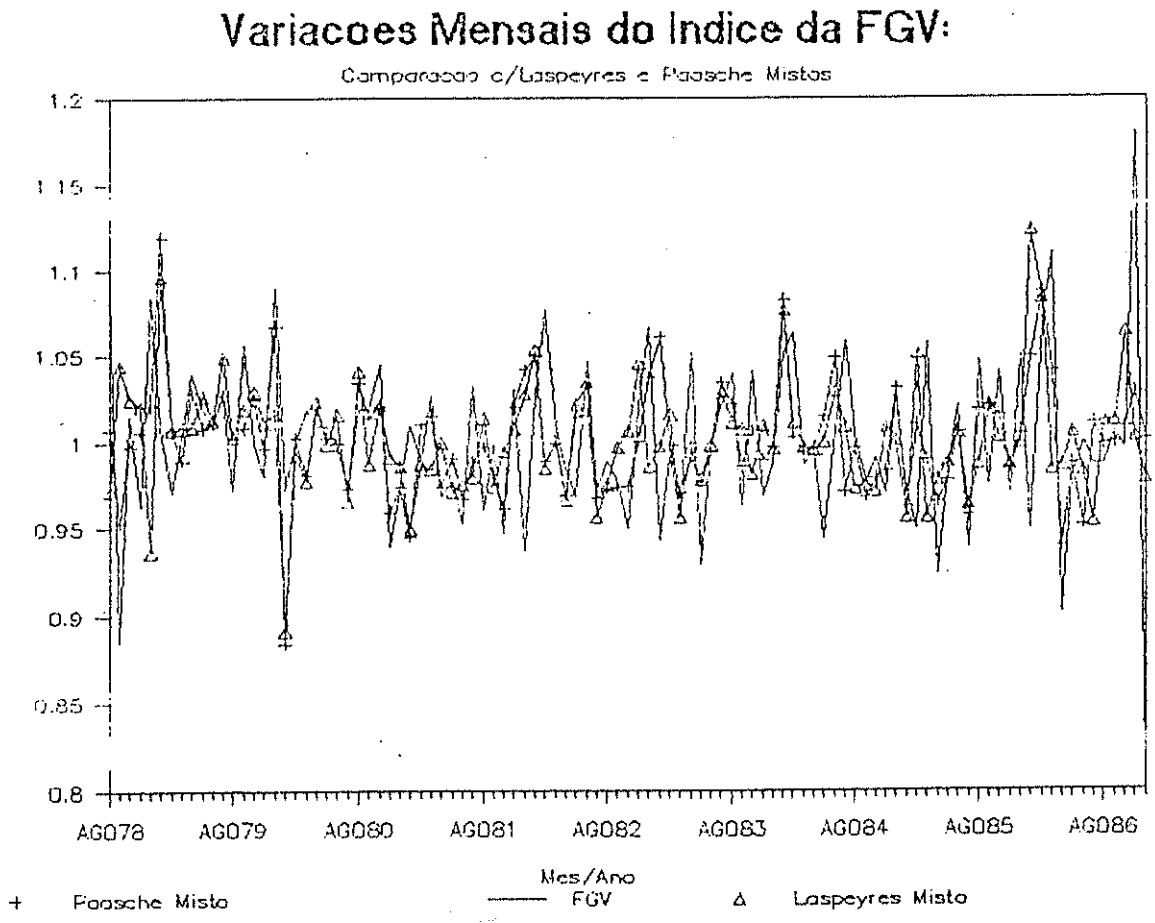


GRÁFICO 4.E

Indice de Preco da FUNCEX:

Comparacao c/Laspeyres e Paasche Mistos

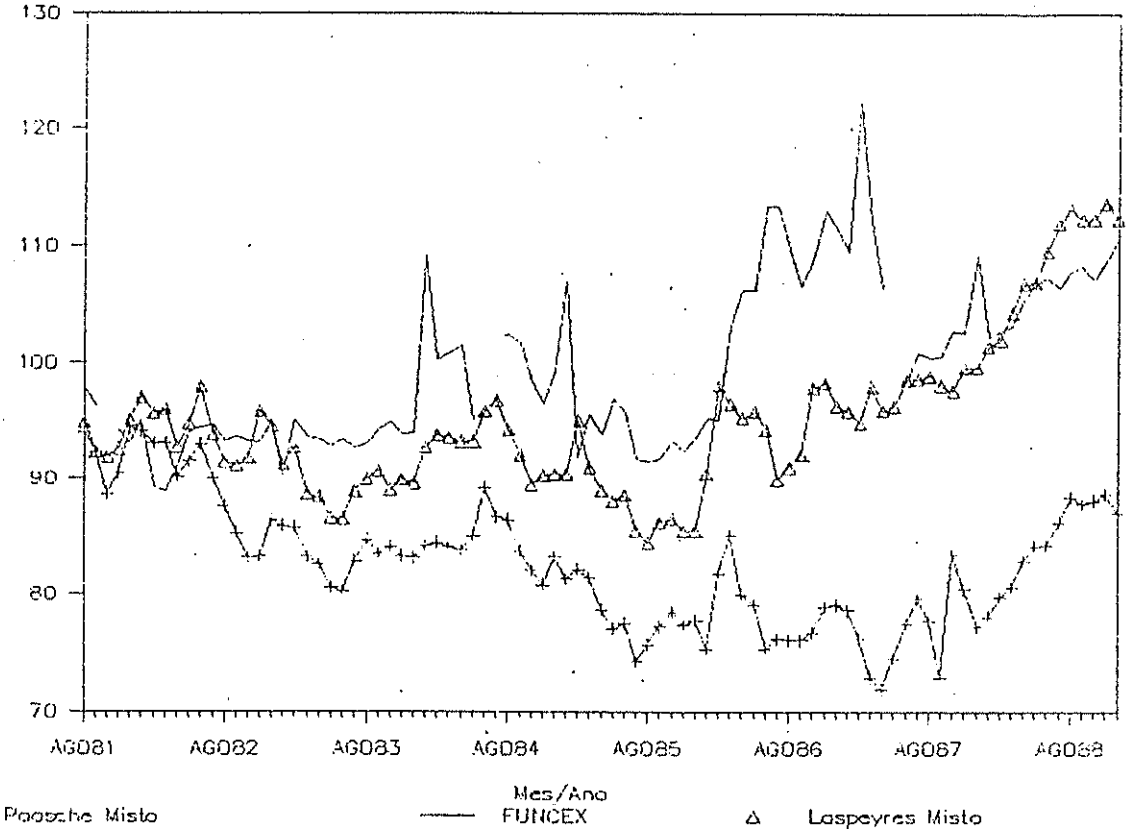


GRÁFICO 4.F

Variacoes Mensais do Indice da FUNCEX

Comparacao c/Laspeyres e Paasche Mistos

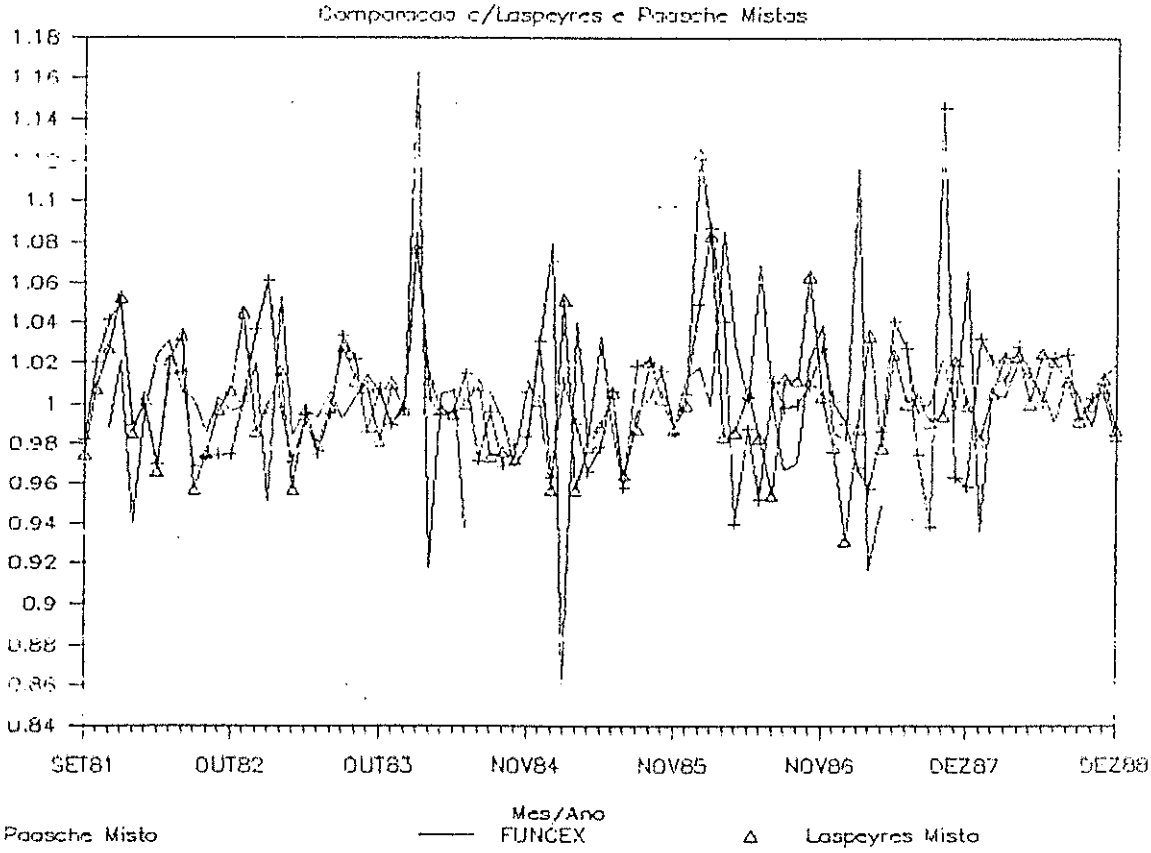


GRÁFICO 4.G

Ind. de Laspeyres,Paasche,BACEN e FGV

Indices Mistos Diretos: Base 1977

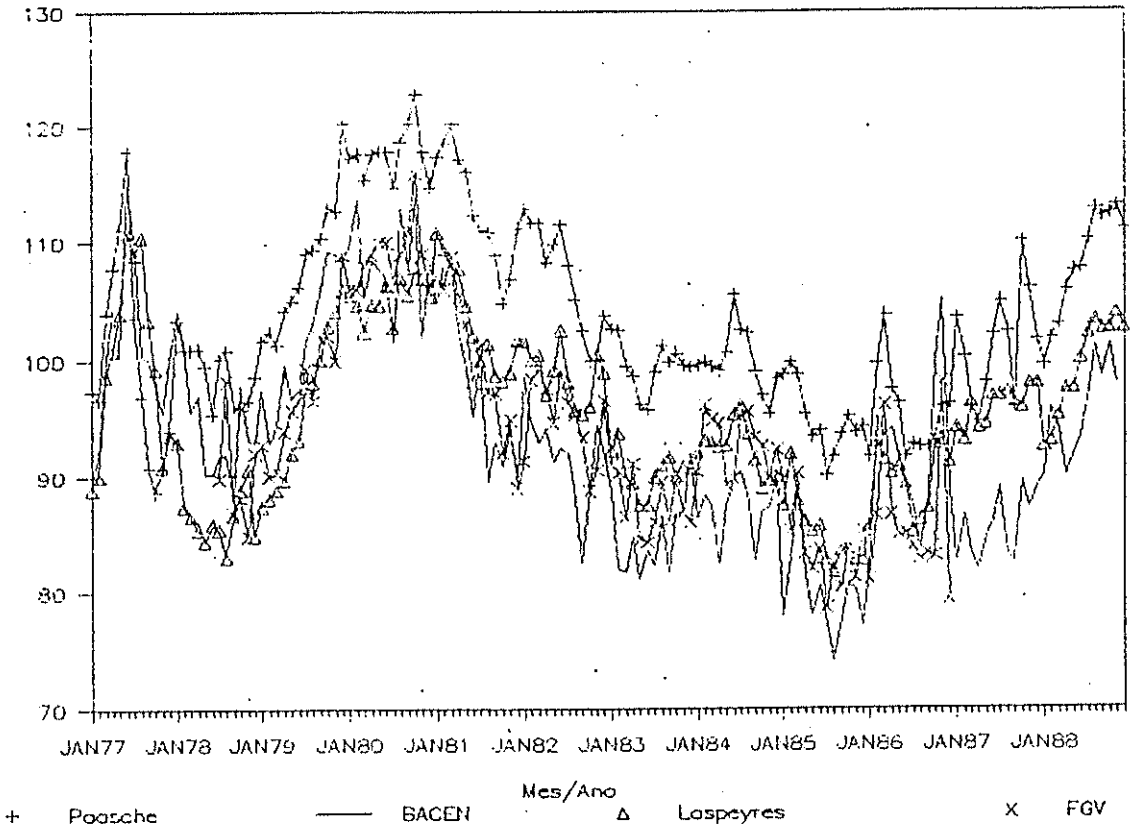
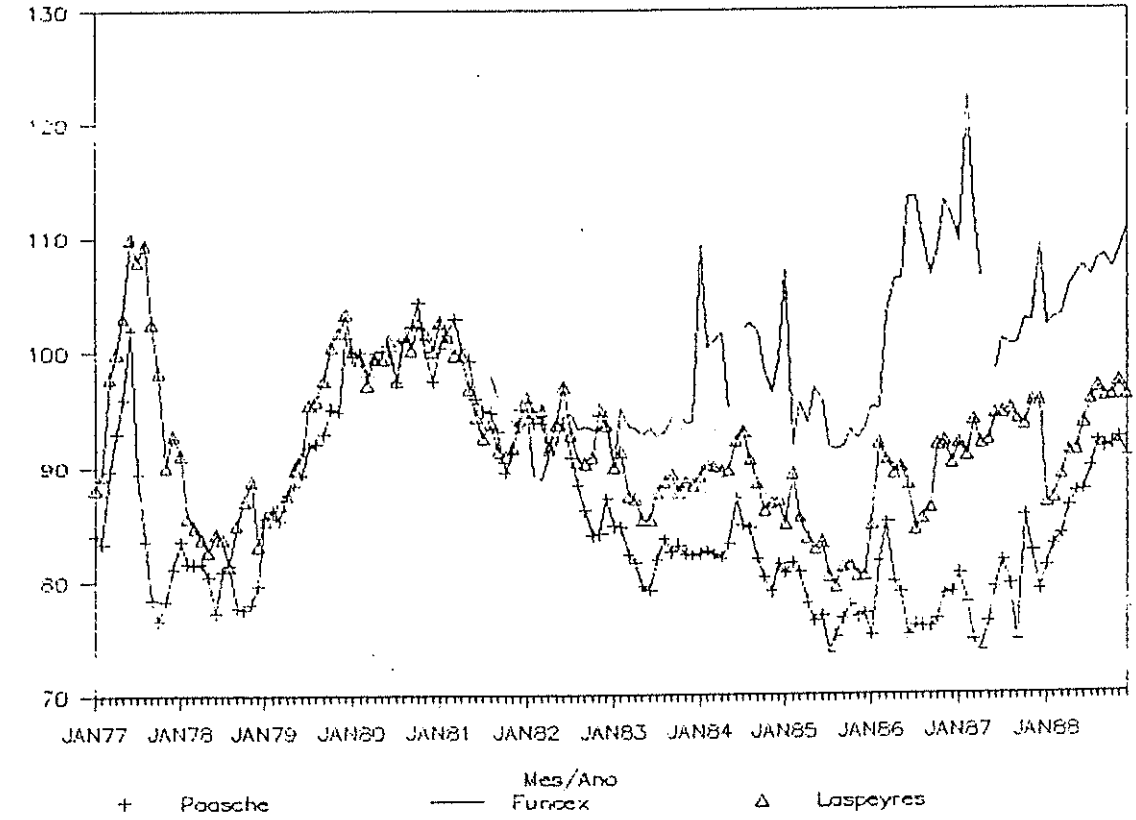


GRÁFICO 4.H

Indices de Laspeyres,Paasche e FUNCEX

Indices Mistos Diretos: Base 1980



encontrada para o viés aparentemente excessivo desses índices[44].

V. 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 com para as mensais a fórmula selecionada foi a de Fisher. A comparação com outras fórmulas mostrou, contudo, que os resultados são pouco sensíveis a qual dos seis índices pseudo-superlativos considerados é escolhido. Como os índices são todos muito próximos, se toma 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: (i) que as fórmulas de agregação pseudo-superlativas oferecem estimativas quase coincidentes, e (ii) 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 ao atacado e dos índices da produção industrial que são correntemente estimadas 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[45].

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 de 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

44 *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".*

45 *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 Tripplet (1988).*

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's** 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 devem ser concentrados. Dois tipos de problemas se apresentam[46]: (i) vieses de substituição e (ii) 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 hedônicas. 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 períodos mensais e encadeados para os índices 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 setenta apresentou uma tendência de crescimento de preços, revertida depois de 1980, e que só voltaria a se recuperar parcialmente a partir de 1986. Os índices de quantidade, por outro lado, apontam uma significativa expansão do valor real das exportações em todo o período, principalmente de 1977 em diante.

Lembrando que os preços analisados são expressos em dólares americanos a valores nominais, observa-se, mesmo no final da década, uma queda acentuada no nível de preços das exportações brasileiras. Dois fatores podem ter influenciado esta trajetória. Primeiro, a apreciação da própria moeda americana no início dos anos 80 aumentou a competitividade dos exportadores europeus e asiáticos no mercado internacional. Segundo, no plano interno, a necessidade de ampliação dos saldos comerciais forjou uma competitividade das exportações brasileiras com base numa política de compressão da relação salário/câmbio que permitia ao setor reduzir seus preços em

46 *Outro tipo de problema seria relativo às questões conceituais como as variações de preço devido à regulamentação ambiental 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 ao atacado e não afetam diretamente a função de exportação. Ver Tripplet (1988) para uma discussão abrangente de todos estes tipos de problemas com a base de dados.*

dólares. Na segunda metade da década, a depreciação da moeda americana favorece os preços das exportações brasileiras que não contavam mais com uma política cambial tão favorável. A tendência observada de crescimento dos índices de quantidade ao longo de todo período, com a natural exceção do período do Plano Cruzado, parece corroborar estas avaliações.

Estas questões, todavia, estão sendo objeto de análise pelos autores em outros estudos, ainda em andamento, nos quais estimativas por setores e categorias de uso e as relativas ao período 89/90 permitirão uma discussão mais aprofundada do comportamento recente dos preços e das quantidades das exportações brasileiras.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARDEO, V., 1970. Índice de produto real trimestral para a economia brasileira: aspectos teóricos e metodológicos. Tese de Mestrado, IMPA.

DIEWERT, W. E., 1976. Exact and superlative index numbers, Journal of Econometrics, Vol. 4, 114-145.

---------, 1978. Superlative index numbers and consistency in aggregation, Econometrica, Vol. 46, nº 44, 883-900.

---------, 1988. The early history of price index research, Discussion Paper 88-26, University of British Columbia, Canada.

DIVISIA, F., 1926. L'indice Monetaire et la Theorie de La Monnaie, Paris: Societé Anonyme du Rucueil Sirey.

EDGEWORTH, F., 1918. The doctrine of index-numbers according to Professor Wesley Mitchell, Economic Journal, June, 176-197.

FISHER, I., 1922. The Making of Index Numbers, Riverside Press, Cambridge.

HANSEN, B. and E. F., Lucas, 1984. On the accuracy of index numbers, The Review of Income and Wealth, 25/38.

HILL, P., 1988. Recent developments in index number theory and practice, OECD Economic Studies, 123-148.

NORWOOD, J., 1990. Distinguished Lecture on Economics in Government: data quality and public policy. Journal of Economic Perspectives, Vol. 4, nº 2, 3-12.

PINHEIRO, A. C. e R. Seroa da Motta, 1991a. Números indices, sua propriedade, e os critérios de seleção entre indices: aplicações ao comércio exterior brasileiro. Texto para Discussão Interna, IPEA/INPES (em elaboração).

PINHEIRO, A. C. e R. Seroa da Motta, 1991b. Números indices de preço e de quantidade para o setor externo brasileiro: resultados a nivel setorial. Texto para Discussão Interna, IPEA/INPES (em elaboração).

SAMUELSON, P. e S. Swamy, 1974. Invariant economic index number and canonical dualiy: survey and synthesis, American Economic Review, Vol. 64, 566-583.

SZULC, B. J., 1983. Linking price index numbers, in W. E. Diewert and C. Montmarquette (eds.), 1983, Price Level Measurement, proceedings from a conference sponsored by Statistics Canada, Otawa, 537-566.

TRAJTENBERG, M., 1990. Product innovations, price indices and the (mis)measurement of economic performance, NBER Working Paper Series, nº 3261.

TRIPPLET, J. Price indexs research and its influence on data: a historical review, paper presented at the 50th Anniversary Conference on Research on Income and Wealth.

Livros Grátis

(http://www.livrosgratis.com.br)

Milhares de Livros para Download:

Baixar livros de Administração
Baixar livros de Agronomia
Baixar livros de Arquitetura
Baixar livros de Artes
Baixar livros de Astronomia
Baixar livros de Biologia Geral
Baixar livros de Ciência da Computação
Baixar livros de Ciência da Informação
Baixar livros de Ciência Política
Baixar livros de Ciências da Saúde
Baixar livros de Comunicação
Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE
Baixar livros de Defesa civil
Baixar livros de Direito
Baixar livros de Direitos humanos
Baixar livros de Economia
Baixar livros de Economia Doméstica
Baixar livros de Educação
Baixar livros de Educação - Trânsito
Baixar livros de Educação Física
Baixar livros de Engenharia Aeroespacial
Baixar livros de Farmácia
Baixar livros de Filosofia
Baixar livros de Física
Baixar livros de Geociências
Baixar livros de Geografia
Baixar livros de História
Baixar livros de Línguas

Baixar livros de Literatura
Baixar livros de Literatura de Cordel
Baixar livros de Literatura Infantil
Baixar livros de Matemática
Baixar livros de Medicina
Baixar livros de Medicina Veterinária
Baixar livros de Meio Ambiente
Baixar livros de Meteorologia
Baixar Monografias e TCC
Baixar livros Multidisciplinar
Baixar livros de Música
Baixar livros de Psicologia
Baixar livros de Química
Baixar livros de Saúde Coletiva
Baixar livros de Serviço Social
Baixar livros de Sociologia
Baixar livros de Teologia
Baixar livros de Trabalho
Baixar livros de Turismo