

Índices de preço para o transporte de cargas: o caso da soja

Augusto Hauber Gameiro
Professor da Universidade de São Paulo

José Vicente Caixeta-Filho
Professor da Universidade de São Paulo

Palavras-chave

índice, preço, transporte.

Classificação JEL C02, Q13,
R40

Key words

index, price, transportation.

JEL Classification C02, Q13,
R40.

Resumo

Esta pesquisa objetivou analisar metodologias para elaboração de índices de preços para o transporte de cargas. O estudo das principais fórmulas da Teoria Econômica culminou com a conclusão que os Índices de Fisher e Walsh são aqueles capazes de atender ao maior número de preceitos lógicos, estatísticos e econômicos. Em seguida, surgem os índices geométricos de Törnqvist, Vartia e Theil. Os Índices de Laspeyres e Paasche, apesar de apresentarem algumas limitações, acabam sendo amplamente utilizados, graças a maior capacidade de operacionalização. A pesquisa apresentou um estudo de caso para o transporte da soja em grão. Foram realizados quatro tratamentos. Obteve-se a variação acumulada no nível geral de preços para o transporte rodoviário de soja no Brasil, no período entre fevereiro de 1998 e março de 2002. De acordo com os resultados, essa variação acumulada teria sido de 76%.

Abstract

The purpose of this research is to analyze methodologies for calculation of price indexes for cargo freight in Brazil. The study on the most used mathematical formulas has come to the conclusion that Fisher and Walsh indexes are those which comply with most of the logical, statistical and economic principles, followed by geometric indexes, such as Törnqvist, Vartia and Theil. Laspeyres and Paasche, in spite of their limitations, are widely used in practical terms. A case study was selected to evaluate variations on possible procedures for index construction. Four treatments have been conducted. As a result, we observed that the accumulated variation of the general price level for road transportation of soybean in Brazil between February 1998 and March 2002 was 76%.

1_ Introdução

Esta pesquisa foi motivada pela necessidade de desenvolvimento de metodologias para cálculo de índices de preços para o transporte de cargas no Brasil, em especial as de origem agrícola. Essas respondem pelo maior volume de movimentação no País, além de serem caracterizadas por significativa oscilação nos preços de seus fretes.

Os produtos agroindustriais apresentam baixo valor relativo por unidade de peso ou volume. Por outro lado, as regiões produtoras e as consumidoras muitas vezes são distantes umas das outras. Conjuntamente, esses fatores conferem custos significativos à distribuição dos produtos.¹ A flutuação de seus preços, decorrente das características sazonais dos cultivos, é outro aspecto que deve ser considerado. Em períodos de colheita, há uma concentração na oferta, acompanhada de redução nos preços relativos e maior necessidade de escoamento da produção. Esse contexto implica aumento na demanda por serviço de transporte, que tende a ter seu preço elevado. Portanto, tem-se a combinação de preço baixo da carga com preço elevado do transporte. Essa é a principal característica da logística agroindustrial.

A utilização de índices de preços sempre recebeu destaque na Ciência Eco-

nômica. O desafio consiste em sua formulação representar adequadamente os fenômenos socioeconômicos reais.

A pesquisa aqui apresentada inseriu, além dos fundamentos teóricos, um estudo de caso do transporte rodoviário da soja a granel no Brasil. A importância desse produto para a agricultura brasileira foi o principal motivo que levou à sua escolha. Caixeta-Filho e Gameiro (2001) afirmam que há intensa utilização dos serviços de transporte no escoamento da safra da soja, provocando grande desestabilização no mercado de fretes rodoviários no Brasil.

Indicadores relacionados aos serviços de transportes podem apresentar várias utilidades, tanto para funções administrativas de uma firma, visando a um auxílio na tomada de decisões específicas, quanto no âmbito macroeconômico, para nortear políticas públicas e privadas. Alguns são elaborados por instituições de interesse público, como universidades e bolsas de negócios; outros são construídos por empresas privadas com algum interesse nesse tipo de informação. Essas iniciativas são relevantes no sentido de proporcionar ideias para a elaboração de novos índices a serem propostos. Na Tabela 1, são ilustrados os índices de fretes encontrados na literatura ou no meio de negócios (web).

¹ Segundo Caixeta-Filho e Gameiro (2001), no Brasil o preço do frete rodoviário apresenta significativa participação no valor da carga, dependendo do produto e da época. No caso do milho, por exemplo, o preço do frete pode chegar a mais de 30% do valor em condições extremas. No caso da soja, um dos produtos mais importantes da agricultura brasileira, o frete representa, em média, 13% do valor do produto.

Tabela 1_ Índices de fretes identificados

Índice	Elaboração	Objetivo	Modal	Frequência (publicação)	Fórmula
CPI	Bureau of Labor Statistics	Medir o desempenho do serviço de transporte nos EUA	Passageiros urbanos	Mensal	Laspeyres com ponderação fixa
RFI			Ferroviário	Mensal	
CECFI	Shanghai Shipping Exchange	Ser referência para a tomada de decisões comerciais e políticas	Marítimo (contêineres)	Semanal	Laspeyres
CCBFI			Marítimo (cabotagem)		
INCT _A , INCT _R , INCT _{CE}	FIPE/NTC	Ser indicador do custo do transporte rodoviário no Brasil	Rodoviário	Mensal	Laspeyres
ICTU	FIPE/SPTtrans	Medir a variação do custo do transporte em São Paulo	Coletivo urbano	Mensal	Paasche
Sifreca	ESALQ/USP	Divulgar preços médios mensais do frete de produtos agrícolas e agroindustriais	Rodoviário, ferroviário, hidroviário (fluvial e cabotagem), marítimo e aeroviário	Mensal	Média aritmética
Índices do Báltico (BFI, BPI, etc.)	Baltic Exchange	Ser referência de mercado e para balizamento em mercados futuros e derivativos	Marítimo	Diário	Laspeyres
VIFES	Cass Information Systems	Medir volume físico e financeiro dos embarques dos clientes do CIS	Todos	Mensal	Não identificada
ITFIL	Não identificada	Atender à demanda de <i>traders</i> de petróleo e outros interessados em contratos futuros	Marítimo	Não identificada	Não identificada
IRFI	Transport Corporation of India	Suprir falta de informações e reduzir sensibilidade dos preços a flutuações	Rodoviário	Semanal	Média aritmética

Fonte: Gameiro (2003).

Observa-se que o método Laspeyres é amplamente o mais utilizado. Ademais, a maior parte é formada de índices cujas rotas são, além de pouco numerosas, bem definidas, o que permite um processo de amostra-

gem menos complexo. A periodicidade dos índices varia de diária a mensal e está diretamente relacionada à liquidez dos respectivos mercados e aos objetivos dos índices. Especificamente para o transporte rodoviário

de cargas, tem-se o INCT/FIPE, com um propósito bastante interessante de mensurar a evolução dos custos do transporte.

Destaca-se, finalmente, a participação de empresas privadas na elaboração dos índices. Essas empresas podem ser corretoras de transporte, bolsas de negócios ou mesmo os agentes transportadores. Essa diversidade ressalta o papel que os índices de transporte apresentam à sociedade, uma vez que há todos esses esforços em sua utilização.

Este artigo está assim organizado: é apresentada uma revisão sobre os números-índice, abordando-se os enfoques teóricos e as principais fórmulas utilizadas. Na sequência, apresenta-se a metodologia proposta para a análise dos índices de transporte. Segue-se com os resultados da aplicação da metodologia sobre uma base de dados real e as respectivas conclusões.

2_ Teoria dos Índices de Preço

A escolha da fórmula de cálculo deve estar relacionada à concepção teórica para construção dos índices. Para Carmo (1987):

O cerne dessas dificuldades reside no fato de que um índice é aplicado, quando se trata de um complexo de itens heterogêneos, a magnitudes não observáveis diretamente, como o nível geral de preços, o nível de utilidade ou o nível de atividade econômica.

Refere-se, assim, à medida de variações na magnitude não observável, entre duas ou mais situações (p. 22).

O problema não está apenas na mensuração de magnitudes não observáveis, mas também – e de certa forma decorrente disso – na necessidade de agregação de itens heterogêneos.

Portanto, pode haver uma distância entre teoria e aplicação prática no que se refere à elaboração dos números-índice, em especial os de preço. Isso porque as diversas fórmulas desenvolvidas originam índices que são apenas “aproximações” da realidade, ou seja, medidas que se aproximam da real magnitude não observada. Tem-se, por conseguinte, a necessidade de aproximação ou enfoques, o que levou a diversos estudos nesse sentido.

A seguir são abordados os principais enfoques utilizados na construção dos índices de preço, a saber: i) enfoque axiomático; ii) enfoque estatístico; e iii) enfoque econômico.

2.1_ Enfoque axiomático

O enfoque axiomático, ou também chamado de “lógico-matemático”, tem sua fundamentação na análise matemática das fórmulas de cálculo. Foi Irving Fisher o grande defensor e um dos precursores dessa concepção. Fisher analisava cada

uma das possíveis fórmulas para o cálculo dos índices, submetendo-as a uma série de testes² que tinham sua sustentação baseada na lógica.

Os principais testes propostos por Fisher (1927) eram os denominados “testes de reversão”, e os que recebiam mais destaque eram os de: (i) reversão de *commodity* (“*the commodity reversal test*”); (ii) reversão do tempo (“*the time reversal test*”); e (iii) reversão de fator (“*the factor reversal test*”). Ao primeiro, o autor designou o termo “preliminar”, e os outros dois foram designados teste 1 e 2, respectivamente.

O primeiro teste acabou sendo chamado de “preliminar” por ser facilmente atendido. O índice de preço deve ser invariável à permuta dos produtos que o compõe.

Já o atendimento ao teste de reversão ao tempo não é trivial. O teste, apesar de amplamente divulgado e defendido por Fisher, foi proposto inicialmente por Pierson (1896). Esse teste apresenta relação direta com a definição de base de cálculo. Dado que um índice representa a variação entre dois pontos, é necessário que haja uma base de comparação, que geralmente é um ponto no tempo. O presente teste garante que um índice, que meça a variação da base para o ponto referencial (*forward*), apresente – exatamente – o resultado inverso caso seja calculado do ponto referencial

para a base (*backward*). Apesar da relevância do teste, ele não é atendido por uma série de índices de larga utilização, como os de Laspeyres e Paasche, por exemplo, que serão descritos nos próximos parágrafos. Facilmente pode-se observar que índices baseados em médias aritméticas não atendem ao teste, ao contrário daqueles baseados em médias geométricas. Esse foi um dos motivos que estimularam o uso das médias geométricas. Posteriormente, percebeu-se que essas, porém, apresentavam outras inconveniências, como será abordado no enfoque estatístico.

O terceiro teste de reversão de Fisher – o de reversão de fator – é bastante análogo ao anterior. Assim como a fórmula deve permitir o intercâmbio entre os dois períodos de cálculo, também deveria possibilitar a troca entre preços e quantidades sem gerar diferenças. Em outras palavras, o resultado da multiplicação de preços por quantidades deveria sempre dar o mesmo valor. Ao apresentar esse teste, ficou clara a existência de um índice de preços sempre vinculado a um índice de quantidades.

O Índice de Fisher – que também será apresentado oportunamente – é um dos poucos que atendem a esse teste, sendo esse um dos motivos que levaram o autor a denominá-lo de “índice ideal”. Os Índices de Laspeyres e Paasche não aten-

.....
² A representação matemática dos testes mencionados consta em Gameiro (2003).

dem ao teste. Entretanto, por ser um teste polêmico, essa acaba não sendo uma limitação a eles (Diewert, 2001). Os índices geométricos, que atendiam ao Teste 1 de Fisher, não o fazem em relação ao Teste 2, prejudicando sua recomendação sob essa ótica.

O quarto teste de Fisher é o da circularidade, estudado pela primeira vez por Westergaard em 1890. Provavelmente esse é o teste que gera maior polêmica. Partindo do mesmo raciocínio do teste de reversão ao tempo, definido para dois pontos, Fisher questionou se não seria o caso de haver uma fórmula que garantisse a consistência do índice quando calculado entre mais de dois pontos no tempo ou no espaço. Com seus estudos, Fisher acabou concluindo por ser equivocada a comparação do teste da circularidade com o de reversão ao tempo. Mais do que isso, conclui que o atendimento ao teste da circularidade é exatamente uma prova de que a fórmula em questão é equivocada, quando da consideração de um índice baseado em mais de um produto (Diewert, 2001).

Um importante assunto na Teoria dos Números-Índice está por trás do teste da circularidade. Trata-se da escolha da base, que pode ser fixa ou encadeada. Para um índice qualquer apresentar o mesmo resultado independentemente do tipo de base adotada (fixa ou encadeada), ele precisa

atender ao teste em questão. Diewert (2001) explica que Funke *et al.* (1979) demonstraram que o teste da circularidade só seria atendido pelo índice geométrico de Jevons. O problema por trás do Índice de Jevons é que esse considera o peso dos preços constantes e, portanto, independentes da quantidade consumida dos produtos em cada ponto no tempo. Esse é o principal motivo que descaracteriza o índice como um bom estimador da variação geral dos preços. Por esse motivo, o teste da circularidade – como afirmava Fisher – não é uma exigência para um “bom” índice de preço. Contudo, Diewert (2001) explica que, apesar de não ser plenamente atendido, é interessante que o resultado do teste aproxime-se ao seu atendimento. O próprio Índice de Fisher, conforme por ele mesmo demonstrado, apresenta um “desvio bastante pequeno” em relação ao resultado esperado do teste. Além desse, os Índices de Walsh e Törnqvist também apresentam resultados com pequenos desvios em relação ao teste da circularidade.

Os quatro testes apresentados são considerados os precursores do enfoque axiomático. Depois desses, uma série de outros foram propostos e, paulatinamente, passaram a fazer parte do conjunto de testes recomendados. O autor contemporâneo que tem se preocupado na sistematização dos testes é W. Erwin Diewert. Em seu

trabalho de 2001, ele apresenta uma completa revisão e descrição dos testes utilizados na teoria dos índices de preço. As contribuições de Diewert iniciaram em meados na década de 1970. Entre as principais que foram consultadas para a realização desta pesquisa, destacam-se: Diewert (1976, 1978, 1981, 1987, 1988, 2001 e 2004). Recentemente, seus trabalhos Diewert *et al.* (2009), Diewert e Hill (2009) e Diewert (2009) vem consolidando sua posição de destaque no tratamento dos índices de preço.

A sistematização dos testes de Diewert (2001) – contemplando 20 dos testes apresentados – é apenas uma das formas de conceber o enfoque axiomático. Outros autores sistematizaram os distintos índices de modo alternativo, sendo dois exemplos os trabalhos de Eichhorn e Voeller (1978) e Vartia (1976).

Melo (1982), que é uma das principais referências brasileiras no assunto, utilizou a sistematização proposta pelos autores mencionados, agregando outras contribuições. Nessa sistematização, a abordagem axiomática não se baseia apenas nos chamados “testes”, mas agrega as propriedades dos índices em axiomas, propriedades decorrentes e propriedades desejadas. A sistematização alternativa consta, inicialmente, de cinco axiomas, descritos a seguir (entre parênteses, o nome correspondente na sis-

tematização de Diewert): Axioma da Monotonicidade (incluindo os testes de monotonicidade em preços correntes e em preços da base); Axioma da Homogeneidade Linear (teste da proporcionalidade nos preços correntes); Axioma da Identidade (teste básico da identidade, ou de preços constantes); Axioma da Dimensionalidade (não estabelecido por Diewert)³; e Axioma da Comensurabilidade (teste da “comensurabilidade”). Esses axiomas seriam os “requisitos mínimos” necessários para que um índice de preços pudesse ser considerado como tal.

As propriedades decorrentes, por sua vez, derivam do atendimento dos axiomas. Essas são em número de três, a saber: proporcionalidade (testes de proporcionalidade nos preços correntes); homogeneidade de grau menos um (teste da proporcionalidade inversa dos preços no período da base); e valor médio (teste do valor médio para preços).

Finalmente, as propriedades desejadas seriam aquelas cujo atendimento daria a um índice o título de “índice superior”, denominação essa bastante utilizada (ver, por exemplo, van Veelen e van der Weide, 2008). As propriedades desejadas constam, basicamente, dos principais testes de Fisher, além de outros dois que serão apresentados a seguir. São elas as propriedades: re-

.....
³ Na sua sistematização de 1986, Diewert incluiu esse teste denominando-o de “teste da invariância a mudanças na escala”. Segundo o autor, o teste teria sido sugerido por Vartia para o estudo do mercado de moeda. Não fica claro o motivo de ter sido excluído por Diewert em sua sistematização de 2001. Provavelmente isso possa ter ocorrido por se tratar de um teste específico para a circulação de moeda.

versão temporal (teste de reversão do tempo); reversão de fatores (teste de reversão de fator); circularidade (de mesmo nome); determinação e consistência na agregação.

Para facilitar a compreensão dos testes comentados, os 20 testes da sistematização de Diewert (2001) são ilustrados na Tabela 2.

Tabela 2_ Sistematização dos 20 testes axiomáticos

Grupo	Teste	Autores	Controvérsia
“Básicos”	Positividade	Eichhorn & Voeller	Nenhuma
	Continuidade	Fisher	Nenhuma
	Identidade ou dos preços constantes	Laspeyres, Walsh, Eichhorn & Voeller e Fisher	Alguma inconsistência com a Teoria Económica
	Cesta fixa ou das quantidades constantes	Willard Fisher, Lowe, Scrope, Jevons, <i>etc.</i>	Alguma inconsistência com a Teoria Económica
De homogeneidade	Proporcionalidade em preços correntes	Walsh, Eichhorn & Voeller e Vogt	Nenhuma
	Proporcionalidade inversa nos preços da base	Eichhorn & Voeller	Nenhuma
	Invariância a mudanças proporcionais nas quantidades correntes	Vogt	Alguma inconsistência, pois exige a garantia do teste de reversão de fator
	Invariância a mudanças proporcionais nas quantidades da base	Diewert	Alguma inconsistência, pois exige a garantia do teste de reversão de fator
Simétricos	Reversão de <i>commodity</i>	Fisher e Walsh	Nenhuma
	Invariância a mudanças nas unidades de mensuração (“ <i>commensurability test</i> ”)	Jevons, Pierson e Fisher	Nenhuma
	Reversão do tempo	Pierson, Walsh e Fisher	Nenhuma. Os famosos índices de Laspeyres e Paasche, porém, não o atendem
	Reversão de quantidades	Funke & Voeller	Alguma inconsistência com a Teoria Económica
	Reversão de preços	Diewert	Alguma inconsistência com a Teoria Económica
De valor médio	Valor médio para preços	Eichhorn & Voeller	Nenhuma
	Valor médio para quantidades	Diewert	Alguma inconsistência, pois exige a garantia do teste de reversão de fator
	Limite de Paasche e Laspeyres	Bowley e Fisher	Alguma inconsistência, dependendo do enfoque económico
De monotonicidade	Em preços correntes	Eichhorn & Voeller	Nenhuma
	Em preços da base	Eichhorn & Voeller	Nenhuma
	Em quantidades correntes	Vogt	Alguma inconsistência, pois exige a garantia do teste de reversão de fator
	Em quantidades da base	Vogt	Alguma inconsistência, pois exige a garantia do teste de reversão de fator

Fonte: Gameiro (2003), adaptado de Diewert (2001).

O autor sistematizou esses testes tendo como propósito organizar os testes atendidos pelo “Índice Ideal de Fisher”. No entanto, há alguns outros testes que também receberam atenção dos estudiosos. Esses tantos testes são sistematizados na Tabela 3.

À luz dessas informações, pode-se concluir que não há um índice que atenda a todos os testes. Ou, por outro lado, há testes cuja aprovação pode não ser necessária em algumas situações. Cada teste poderá ter ou não relevância em contextos particulares dependendo dos objetivos designados aos índices. A sistematização dos testes é uma importante contribuição para o entendimento e a elaboração de qualquer índice de preço, de modo que não podem deixar de ser considerados.

2.2_ Enfoque estatístico

O enfoque estatístico dos índices de preço, também denominado de “enfoque estocástico”, tem nos trabalhos de Jevons (1879) o seu berço.

A ideia básica do enfoque estocástico é a de que cada preço relativo, p_n^1/p_n^0 , para $n = 1, \dots, N$, pode ser considerado como uma estimativa comum da taxa de inflação entre os períodos 0 e 1. Ao propor seu índice, imaginou que a inflação causava um aumento proporcional nos preços em geral: $\ln(p_n^1/p_n^0) = \beta + \varepsilon_n$; $i = 1, \dots, N$. Seguindo as hipóteses de um modelo econométrico tradicional, o estimador de β seria o logaritmo da média geométrica dos relativos de preços. Consequentemente, o estimador da taxa comum de inflação α seria o

Tabela 3_ Sistematização de quatro testes axiomáticos de relevância

Teste	Autores	Controvérsia
Reversão de fator	Fisher	Muita. Diversos autores não o aceitam.
Circularidade	Westergaard e Fisher	Muita. Só é atendido em uma situação especial inconsistente com a Teoria Econômica.
Determinação (“irrelevance of tiny commodities”)	Diewert	Alguma. Trata-se de um teste “opcional”, dependendo do objetivo do índice.
Consistência na agregação	Theil	Alguma. Trata-se de um teste “opcional”, dependendo do objetivo do índice.

Fonte: Gameiro (2003).

Índice de Jevons. Esse índice, contudo, não é ponderado, sendo bastante limitado em relação à sua utilização prática. Keynes era o maior crítico dessa limitação.

Da iminente limitação, surgiram as iniciativas para a ponderação dos índices sobre o enfoque estatístico, tendo em Walsh seu precursor. Törnqvist também apresentou significativas contribuições. Deve-se a Theil, porém, os maiores subsídios teóricos nessa área.

Theil (1974) defendeu que uma fórmula de índice ponderado, e simétrico, poderia ser obtida pela afirmativa de que a probabilidade de que um produto seja consumido é igual à média aritmética das participações das despesas do produto nos períodos 0 e 1 . Com isso, obteve a fórmula que originou o índice que fora proposto inicialmente por Törnqvist, e que, por esse motivo, recebeu a denominação de “Índice de Törnqvist”. Diewert (2001) explica que a ideia de Theil ao desenvolver o enfoque estatístico apresentou uma série de vantagens no entendimento de algumas fórmulas que vinham sendo utilizadas. Os Índices de Laspeyres e de Palgrave, por exemplo, sob algumas condições, podem ser vistos como casos especiais, derivados do enfoque estatístico, como foi demonstrado por Theil e está ilustrado em Diewert (2001).

O enfoque estatístico considera, no âmbito da análise, a distribuição dos relativos de preços. Essa distribuição pode ser dos relativos diretamente (das quais Laspeyres e Palgrave são resultados específicos), como também dos seus logaritmos (o que gera Törnqvist) e ainda dos seus recíprocos (inversos), gerando os índices que acabaram ficando conhecidos como “harmônicos”, como o Índice Harmônico-Laspeyres.

Faz-se pertinente ressaltar que o enfoque estatístico é, muitas vezes, compreendido de modo equivocado, levando a aplicações indevidas de algumas fórmulas. Já se comentou que Keynes, tendo como preocupação análises meramente monetárias, criticava a correta aplicação desse. O próprio Fisher (1927) foi enfático nesse sentido:

In choosing the formula of an index number the ‘skewness’ or asymmetry of the distribution of the terms averaged is of absolutely no consequence (Fisher, p. 408).

Frisch (1950), com seu trabalho clássico que provou a inconsistência do atendimento simultâneo aos testes de Fisher, também apresenta sua crítica ao enfoque. De modo interessante, Melo (1982) tratou com bastante propriedade a questão, comunicando das ideias de Vartia (1976), quando diz que o enfoque apresentava apenas “interesse histórico”.

Os fundamentos por trás das críticas ao enfoque estatístico são bastante simples de ser compreendidos. Uma vez que os índices são agregados de preços e quantidades, trata-se de uma função n -dimensional, de modo que acaba não fazendo sentido um enfoque que considera apenas algumas dimensões. Por exemplo, o índice $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ⁴ apresenta quatro dimensões, uma para cada vetor, impedindo a segregação dessas para que a distribuição de probabilidades seja considerada.

Mesmo assim, a existência do enfoque estatístico não pode ser simplesmente desprezada. A construção de um índice, na maioria dos casos, insere a agregação de sub-índices em níveis inferiores. Quando da consideração de estágios formados por preços de um produto específico – como será o caso empírico desenvolvido nesta pesquisa –, o estudo da sua distribuição é válido, de forma que o enfoque acaba tendo o seu papel.

2.3_ Enfoque econômico

O enfoque econômico – à semelhança dos demais – surgiu da necessidade de elaboração de índices de custo de vida das pessoas, tendo, como fundamento, a Teoria Econômica do Consumidor. A característica central dessa concepção, e que a difere dos anteriores, é o entendimento de que preços e quantidades guar-

dam forte relação entre si. As palavras de Carmo (1987) sintetizam adequadamente o propósito do enfoque econômico:

De fato, o que se busca com a aproximação econômica é a compatibilização de fórmulas de cálculo às especificações das funções agregadas em cada caso – função utilidade, função de produção, funções custo e dispêndio unitário etc. (p. 36).

Diversos nomes surgem com relevância na construção do enfoque. Keynes foi um importante crítico dos enfoques axiomático e estatístico, o que acabou estimulando a busca por novos conhecimentos. Suas indagações partiam dos estudos da relação entre preço e volume de moeda.

Na Rússia, em 1924,⁵ A. A. Konüs publica seu trabalho “O problema do verdadeiro Índice do Custo de Vida”, lançando as bases do enfoque econômico ao considerar a construção de um índice obedecendo à teorização do comportamento do ser humano como consumidor.

O economista francês François Divisia (1925) surge como uma das maiores contribuições teóricas para o estudo dos números-índice. Ao desenvolver a ideia dos “índices contínuos” como uma alternativa aos denominados “índices binários” ou “índices bissituacionais”, Divisia revolucionou a Teoria dos Índices de Preço.

.....
⁴ Sendo p^0 o preço de determinado produto no momento inicial; p^1 o preço desse produto no momento final; q^0 a quantidade comercializada no momento inicial, e q^1 a quantidade comercializada no momento final.

⁵ Esse trabalho é representado pela citação Konüs (1939), referente versão publicada no idioma inglês naquele ano, devidamente citada nas referências bibliográficas.

Ragnar Frisch, da Universidade de Oslo, Noruega, em 1936,⁶ lança uma importante contribuição à Teoria dos Números-Índice, desmistificando – com embasamento científico – uma série de paradoxos na época. Um exemplo é a prova da inconsistência do sistema de testes de Fisher, da maneira como foi originalmente concebido. Também era outro crítico do enfoque estatístico. Frisch delimitou a avaliação dos índices em duas formas: critério atomístico e critério funcional. No primeiro, preços e quantidades eram vistos como “duas coleções de variáveis independentes”; no segundo, “[...] presume-se a existência de certas relações características entre preços e quantidades”. Essa forma de entender as variáveis que formam os índices foi determinante na evolução da Teoria.

A interdependência entre as variáveis ficou clara na explicação de Diewert (2001) sobre a teoria de Konüs: dado um vetor de preços de produtos (ou insumos), que o agente se defronta em um dado período de tempo, assume-se que o correspondente vetor de quantidade observado é a solução para o problema de minimização de custo, problema esse que envolve tanto as funções de utilidade (ou preferência) do consumidor quanto a função de produção de um produtor.

2.4_ As fórmulas de cálculo dos índices de preços

Apresentados os enfoques relacionados à construção dos índices de preço, neste item são discutidos os principais índices existentes e suas características, especialmente relacionadas ao atendimento desses enfoques. Objetiva-se conhecer as fórmulas potenciais para o cálculo dos índices de preço de frete de interesse desta pesquisa.

Os índices foram sistematizados no Quadro 1 e são identificados pelo subscrito. Na sequência, os índices são discutidos. Para entendimento das fórmulas, considere-se a seguinte nomenclatura: $I_{índice}$ é o respectivo índice de preços do período t (referência) em relação ao período b (base); N o número de bens (ou serviços); p_n^t o preço do bem n no período t ; e p_n^b o preço do mesmo bem no período b . Especificamente para o $I_{V_{ariable}}$, v_n^t é o valor do produto n no período de referência (t): $v_n^t = p_n^t q_n^t$; v_n^b é o valor do produto n no período base (b): $v_n^b = p_n^b q_n^b$; p_n^t é o preço do produto n no período de referência (t); p_n^b é o preço do produto n no período base (b). Além disso,

$$\sum_{n=1}^N w_n^t = 1; \sum_{n=1}^N w_n^b = 1; V^t = \sum_{n=1}^N v_n^t$$

$$\text{e } V^b = \sum_{n=1}^N v_n^b.$$

.....
⁶ Esse trabalho é representado pela referência Frisch (1950), que foi uma tradução para a Revista Brasileira de Estatística, conforme citação completa nas referências bibliográficas.

Quadro 1_ Índices de preços considerados na pesquisa

$$I_{Carli} = \frac{\sum_{n=1}^N \left(\frac{p_n^t}{p_n^b} \right)}{N}$$

$$I_{Lowe} = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^t q_n}{\sum_{n=1}^N p_n^b q_n}$$

$$I_{Dutot} = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^t / N}{\sum_{n=1}^N p_n^b / N}$$

$$I_{Jevons} = \prod_{n=1}^N \left(\frac{p_n^t}{p_n^b} \right)^{\frac{1}{N}}$$

$$I_{Cogesball} = \frac{N}{\sum_{n=1}^N \left(\frac{p_n^b}{p_n^t} \right)}$$

$$I_{LogPaasche} = \prod_{n=1}^N \left(\frac{p_n^t}{p_n^b} \right)^{w_n^t}$$

$$I_{Waslob} = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^t (q_n^b q_n^t)^{\frac{1}{2}}}{\sum_{n=1}^N p_n^b (q_n^b q_n^t)^{\frac{1}{2}}}$$

$$I_{HarLaspeyres} = \frac{1}{\sum_{n=1}^N w_n^b \left(\frac{p_n^b}{p_n^t} \right)}$$

$$I_{Fisher} = \sqrt{I_{Laspeyres} \times I_{Paasche}}$$

$$I_{Paasche} = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^t q_n^t}{\sum_{n=1}^N p_n^b q_n^t} = \frac{1}{\sum_{n=1}^N w_n^t \left(\frac{p_n^b}{p_n^t} \right)}$$

$$\log I_{Vartial} = \sum_{n=1}^N \frac{\frac{v_n^t - v_n^b}{\sum_{n=1}^N \left(\log \frac{v_n^t}{v_n^b} \right)}}{V^t - V^b} \log \left(\frac{p_n^t}{p_n^b} \right)$$

$$I_{Laspeyres} = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^t q_n^b}{\sum_{n=1}^N p_n^b q_n^b}, \text{ com } w_n^b = \frac{p_n^b q_n^b}{\sum_{n=1}^N p_n^b q_n^b}$$

$$\log I_{Vartial} = \sum_{n=1}^N \frac{\frac{w_n^t - w_n^b}{\log \left(\frac{w_n^t}{w_n^b} \right)}}{\sum_{n=1}^N \frac{w_n^t - w_n^b}{\log \left(\frac{w_n^t}{w_n^b} \right)}} \log \left(\frac{p_n^t}{p_n^b} \right)$$

$$I_{Geometrico} = \prod_{n=1}^N \left(\frac{p_n^t}{p_n^b} \right)^{\frac{p_n^b q_n^b}{\sum_{n=1}^N p_n^b q_n^b}} = \prod_{n=1}^N \left(\frac{p_n^t}{p_n^b} \right)^{w_n^b}$$

$$I_{Paalgrave} = \sum_{n=1}^N w_n^t \left(\frac{p_n^t}{p_n^b} \right), \text{ com } w_n^t = \frac{p_n^t q_n^t}{\sum_{n=1}^N p_n^t q_n^t}$$

$$\log I_{Theil} = \sum_{n=1}^N \frac{\left[w_n^t w_n^b \left(\frac{w_n^t w_n^b}{2} \right) \right]^{\frac{1}{3}}}{\sum_{n=1}^N \left[w_n^t w_n^b \left(\frac{w_n^t w_n^b}{2} \right) \right]^{\frac{1}{3}}} \log \left(\frac{p_n^t}{p_n^b} \right)$$

$$I_{Vornqvist} = \prod_{n=1}^N \left(\frac{p_n^t}{p_n^b} \right)^{\frac{\frac{p_n^b q_n^b}{N} + \frac{p_n^t q_n^t}{N}}{\sum_{n=1}^N p_n^b q_n^b + \sum_{n=1}^N p_n^t q_n^t}} = \prod_{n=1}^N \left(\frac{p_n^t}{p_n^b} \right)^{\frac{w_n^b + w_n^t}{2}}$$

Fonte: Elaborado pelos autores.

Carli (1764), segundo Walsh (1901), teria criado um dos primeiros índices de preço que se tem conhecimento, utilizando-se de uma média aritmética simples das razões dos preços nos respectivos períodos. Com essa fórmula, Carli estava criando o que Fisher (1927) passou a chamar de “preços relativos”. O Índice de Carli apresenta uma série de limitações, uma vez que supõe que os preços evoluem a uma mesma taxa. Sob o que mais tarde seria chamado de “ênfase estatístico”, o índice seria um adequado estimador da evolução dos preços, caso a hipótese imposta por esse enfoque fosse atendida. Entretanto, já é bastante consagrada a ideia de que os preços não evoluem a uma mesma taxa. Especificamente no caso dos fretes, a existência de custos fixos, que se diluem conforme aumenta o tempo/distância do transporte, é um indicativo bastante forte de que essa evolução, de fato, não deve ser constante. Uma análise mais detalhada das limitações desse índice pode ser encontrada em Gamero (2003).

Em 1738, Dutot, citado por Diewert (1987), já teria utilizado uma fórmula matemática para obter um índice de preço dado pela razão entre a média geral dos preços em determinado período e a média dos preços no período-base. Esse passou a ser chamado – por sugestão também de Fisher (1927) –

de “índice agregativo simples”. Havia, entretanto, na metodologia, uma possibilidade de erro bastante grande em decorrência da diferença de magnitude dos produtos (e suas unidades), motivo pelo qual o Índice de Dutot não se disseminou.

Em 1812, Young inovou ao propor ponderações pelas quantidades produzidas. Teria sido uma das primeiras propostas de ponderação dos índices (Fisher, 1927). Com as guerras napoleônicas, a relação entre o aumento dos preços e o valor do dinheiro estimulou alguns estudantes a se preocupar com o fato. Exemplos que se destacaram foram Lowe e Scrope. O primeiro foi considerado por Kendall (1969) como o pai de um conceito muito importante: o de ponderação dos índices.

Outra importante contribuição relacionada à ponderação foi a do matemático Palgrave. Esse propôs a ponderação do preço relativo de cada produto pelo peso no mercado. Esse peso seria representado pelo valor do dispêndio incorrido com o produto sobre o dispêndio total realizado. As ideias precursoras de Lowe e Palgrave foram fundamentais para a inspiração de duas das fórmulas mais importantes e que ainda desempenham papel central na construção de índices de preços: Laspeyres (1871) e Paasche (1874). O Índice de Laspeyres mantém fixas as quantidades em uma cesta de bens

no período-base e observa como o custo total dessa cesta move-se ao longo do tempo até o período presente. O Índice de Paasche, por sua vez, mantém fixas as quantidades no período presente (referencial) e determina como o custo total comportou-se nos períodos anteriores.

Uma importante limitação desses índices está no fato de não atenderem ao teste de reversão do tempo. Apesar dessa reconhecida limitação, a evolução da teoria acabou demonstrando que esses índices são bastante importantes. Isso pelo fato de que são passíveis de aplicações práticas e podem fornecer adequadas aproximações – ou pelo menos, fornecer os limites – para os supostos índices “verdadeiros”. Os índices do grupo “derivados de Lowe”⁷ não atendem aos citados testes de circularidade, de reversão de fator e de preço. Também não atendem ao teste de reversão de quantidade, que garante que, se os vetores de quantidades forem trocados entre dois períodos, o índice de preço deve manter-se constante. Sob o ponto de vista estatístico, esses índices também têm sua sustentação teórica. Theil (1960), considerando os preços relativos distribuídos aleatoriamente, demonstrou que, se a probabilidade de despesa com cada produto no período-base é dada pela sua participação no mercado (o montante gasto com o produto sobre o total gasto),

então naturalmente o Índice de Laspeyres seria uma fórmula de cálculo recomendada. Da mesma forma, se a probabilidade de cada produto a ser adquirido for dada pela participação relativa dos seus gastos no total durante o período referência, então se chegaria ao Índice de Paasche.

Sob o terceiro – e talvez o mais relevante – enfoque, o “econômico”, Konüs (1939) demonstrou que os Índices de Laspeyres e Paasche seriam os limites do suposto verdadeiro índice, no caso de a função agregação estar sob as condições de maximização de utilidade e minimização do custo do consumidor.

A utilização de uma ou outra fórmula – de Laspeyres ou Paasche – sempre foi fonte de muitas discussões, tendo sido tratada inicialmente e com bastante propriedade por Fisher (1927), que acabou propondo uma fórmula mista de cálculo de índice. Esse índice acabou ficando conhecido como “Índice Ideal de Fisher”. As ideias de Fisher (1927) baseavam-se no fato de que a fórmula de Laspeyres, por manter constantes as quantidades consumidas, superestimaria o índice real de evolução dos preços, uma vez que o princípio da Teoria do Consumidor – de que este migra para outros produtos à medida que os preços dos similares aumentam (sem sair da mesma curva de utilidade) – acabaria

.....
 7 Como será apresentado nos resultados, sugere-se que os Índices de Lowe, Laspeyres, Paasche, Fisher e Walsh sejam considerados como “derivados de Lowe”, pela sua semelhança matemática.

sendo violado. Por outro lado, o Índice de Paasche subestimaria a evolução dos preços, já que as quantidades do período final estariam ajustadas segundo a variação relativa dos preços dos bens substitutos/complementares durante o período. Sendo assim, a fórmula de Fisher, dada pela média geométrica dos dois índices, acaba por caracterizar um índice intermediário.

O Índice de Fisher, indubitavelmente, é um dos mais recomendados para a utilização como índice de preço. Isso se deve ao fato de que esse índice apresenta um adequado desempenho no que se refere ao atendimento dos testes axiomáticos, aproximando-se do que passou a ser chamado de “índice verdadeiro”. O maior mérito do Índice de Fisher é responder ao teste da reversão de fator, que, por ser tão polêmico, não é considerado na sistematização de muitos autores, como Diewert (2001), por exemplo. O Índice de Fisher seria o único a ser aprovado em todos os 20 testes propostos por Diewert (2001), simultaneamente. O índice também atende ao teste da determinação.

O Índice de Fisher, porém, continua não sendo capaz de responder ao teste da circularidade. Apesar disso, o autor demonstrou que o resultado do índice era muito aproximado do que seria esperado de um índice que satisfizesse a esse teste ao aplicá-lo, empiricamente, sobre uma base real de da-

dos. Fisher chegou a afirmar que o atendimento a esse teste seria uma prova da inconsistência da fórmula,⁸ como já mencionado.

No ano de 1998, uma edição especial do *Journal of Economic Perspectives* foi toda dedicada à discussão sobre a necessidade de revisão do Índice de Preços ao Consumidor nos Estados Unidos (*Consumer Price Index – CPI*), principal índice de custo de vida (índice de inflação) daquele país (ver, por exemplo, Persky, 1998).

Persky (1998, p. 198) escreve com propriedade: “[...] attempts to measure the level of prices can only produce chimerical quantifications of the unquantifiable”. No fundo, ainda de acordo com o autor, o assunto que norteara a formação dos índices de preço não era nada mais do que o da mensuração do valor. Uma vez que a moeda serve como um meio de troca de bens, o preço da moeda era um ponto inicial óbvio para se estudar o valor. O problema central da teoria do valor, reconhecido por Adam Smith e alguns de seus sucessores, surgiria da observação de que o valor de troca da moeda flutua, por si só, consideravelmente.

John Stuart Mill, na metade do século XIX, chegou a negar a existência de qualquer mensuração geral de valor, uma vez que passou a analisar a moderna concepção de oferta e demanda. Para Persky (1998), os economistas neoclássicos que

.....
⁸ Com o avanço do enfoque econômico, a tese de Fisher ganhou força, reduzindo a importância do teste da circularidade, que até mesmo foi excluído das exigências de muitos autores. Isso tudo ocorreu até que aparecesse a grande contribuição de Divisia (1925), economista que revolucionou a Teoria dos Índices de Preço ao desenvolver a ideia dos índices contínuos.

seguiram Mill basearam suas teorias de valor de troca nos fundamentos das utilidades marginais.

Jevons (1879), ainda analisado por Persky (1998), chegou a afirmar que o valor de uma *commodity*, sob o ponto de vista neoclássico, não teria nenhuma importância se fosse visto independentemente das várias taxas que seriam trocadas umas pelas outras e, eventualmente, sugeriu o abandono do termo “valor”. Em seu trabalho de 1865, propôs a utilização de um índice dessa natureza. A maior limitação do Índice de Jevons é o fato de que, assim como os precursores Carli e Dutot, trata-se de um índice não ponderado. Mas, apesar de pouco aplicável na prática, o Índice de Jevons deu importante contribuição à Teoria dos Números-Índice, sendo fundamental para o enfoque estatístico e para o estudo dos índices geométricos – como detalhado a seguir. Tal índice foi o único a atender ao teste da circularidade.

Marshall (1887), citado por Diewert (1987), mostrou preocupação semelhante no que se refere à medição do valor e sua variação. Para Persky (1998), ele endossou a busca pelo valor de troca da moeda e também forneceu sua grande contribuição com a construção de índices de cadeia (*chain indexes*).

Esses últimos parágrafos devem ter deixado transparecer a ideia de que um ín-

dice de preço será sempre uma aproximação a um número que procura representar movimentos heterogêneos de preços de uma amostra. Ainda assim, ao longo do século XX, os estudiosos seguiram buscando e propondo fórmulas alternativas de cálculo.

A evolução natural do Índice de Jevons foi o índice geométrico ponderado. A literatura, como ressalta Melo (1982), não atribui a aplicação precursora desse índice a nenhum autor, de modo que sua denominação ficou apenas “Índice Geométrico”.

Mas a ponderação dos preços já foi suficiente para que o índice deixasse de atender ao teste da circularidade com exatidão. Então, concluiu-se que nenhum índice ponderado, ainda que geométrico, seria capaz de atender à circularidade. Mesmo assim, continuava a busca por índices que, então, gerassem resultados que, pelo menos, se aproximassem da circularidade. Dessa busca surgiram, entre outros, os Índices de Törnqvist e Walsh. Os índices geométricos em geral – incluindo o de Jevons, já comentado, e os de Törnqvist e Logarítimo-Paasche, tratados mais adiante – falham, contudo, no atendimento ao teste da determinação.

Deve-se considerar ainda os trabalhos de Walsh (1921). Apesar de a proposta ter partido de Fisher (1927), esse credita a Walsh a descoberta do “Índice de preços ideal de Fisher”, já mencionada. Como os

demais, apesar das inconsistências encontradas por ele próprio nas análises, Walsh, em seu texto de 1921, estudado por Diewert (1987), também criou sua fórmula de cálculo. O Índice de Walsh não passa em alguns testes axiomáticos, ainda que tenha forte apelo estatístico e econômico. Não atende a dois dos quatro testes de monotonicidade, nem aos testes de reversão de preço, do limite de Laspeyres e Paasche. Apresenta uma pequena superioridade axiomática em relação ao Índice de Törnqvist, que não satisfaz a nenhum dos testes de monotonicidade. O Índice de Walsh também não responde aos controversos testes da circularidade, de reversão de fator e de determinação.

É importante que se exponham as outras fórmulas de interesse para a Teoria dos Números-Índice. Fisher (1927), além de propor a amplamente difundida fórmula de cálculo do “Índice Ideal de Fisher”, lançou mão dos diversos tipos de média que poderiam ser utilizadas para o cálculo dos índices, tais como a aritmética, a geométrica, a harmônica, etc. Por exemplo, tem-se a média harmônica simples dos preços relativos, utilizada por Coggeshall, em 1886. Já o exemplo de utilização da média geométrica, apresentado por Fisher (1927), foi a fórmula de Jevons. Há ainda outras duas fórmulas avaliadas por Fisher e que tive-

ram alguma utilização prática no cálculo dos índices: Índice Logaritmo Paasche e Índice Harmônico Laspeyres. Apesar de nenhum autor levar o crédito desses índices, sua nomenclatura foi proposta por Vartia (1976).

Seguindo o histórico da proposição de fórmulas de cálculo, deve-se considerar ainda a importante contribuição de Törnqvist (Diewert, 1987 e 2001). Este índice, e também o de Theil (que são bastante semelhantes), apresentam várias limitações axiomáticas, não atendendo aos testes das quantidades constantes, de reversão de preço e de quantidade, do valor médio para quantidades, do limite de Laspeyres e Paasche, e aos quatro testes de monotonicidade. Ainda assim, do ponto de vista econômico, possuem forte recomendação de uso sob algumas condições. Diewert (2001) explica que, apesar de todas essas supostas limitações lógicas, quando aplicado a uma série normal de informações, o Índice de Törnqvist aproxima-se bastante do Índice de Fisher, gerando resultados muito próximos aos dos 20 testes atendidos por este último.

Na evolução da formulação dos índices, ainda se deve considerar dois autores que apresentaram significativas contribuições, conforme Melo (1982), a saber: Theil (1974) e Vartia (1976). O primeiro contribuiu no sentido de apresentar um suposto

ajuste à fórmula de Törnqvist. Por sua vez, Vartia obteve sucesso ao propor duas fórmulas que satisfizessem um número maior de propriedades axiomáticas desejadas por Fisher, das quais uma delas atendeu a quatro das seis principais propriedades. Até então, os índices existentes satisfaziam a apenas três propriedades de Fisher. Em razão da complexidade de representação exponencial desses índices, utiliza-se a fórmula logarítmica para sua exposição. Os Índices de Vartia I e II, juntamente com o Índice de Fisher, são os únicos que passam nos polêmicos testes de reversão de fator e de determinação. Respondem também ao teste de reversão de tempo. Contudo, há alguns axiomas que não são respeitados por esses índices, especialmente os de reversão de preços e de quantidades, e os de monotonicidade.

Diante de todas as discussões teóricas acerca dos índices de preço, Persky (1998) afirma que:

As long as neoclassical economics rejects the comparison and aggregation of utility levels, it's not exactly clear what an aggregate price index can mean in neoclassical terms (p. 202).

Apesar do suposto vácuo teórico existente na explicação neoclássica para o fundamento de um índice, é inegável sua larga utilização e, conseqüentemente, sua utilidade para a sociedade como um todo.

Além disso, deve-se reforçar que grande parte das discussões teóricas advém da necessidade de mensuração do “custo de vida” pelos chamados “Índices de Preço ao Consumidor”. Carmo (1987) escreveu:

A história da aplicação de números-índice à economia está estreitamente ligada à noção de índice de preços ao consumidor, como uma ‘proxy’ de variações no poder de compra da moeda (p. 15).

Para situações mais simples, como a mensuração do preço de um produto ou serviço específico, muitas das controvérsias perdem o sentido, dado que não se estaria mais diante do dilema da agregação de produtos e das utilidades individuais, tornando-se, exclusivamente, mera medida matemática e estatística. Ainda assim, o problema da construção dos números-índice está diretamente relacionado ao da agregação de itens diferentes ou heterogêneos.

A exposição acerca das principais fórmulas, tendo como base os enfoques econômicos, estatísticos e lógicos, fornece uma ideia de quais seriam as mais adequadas sob cada um deles.

3_ Metodologia

A relativa ambigüidade na elaboração de índices que mais aproximem a teoria da

realidade implica necessidade de se testar empiricamente a capacidade de resposta quando aplicado a uma situação real.

A metodologia foi aplicada a uma base de dados existente. Foram utilizados os dados do Sistema de Informações de Fretes (Sifreca).⁹ O transporte do produto “soja a granel” foi eleito como objeto de estudo. A soja é o produto agrícola de maior importância econômica para o Brasil.

O modelo econômico sob o qual está baseado o cálculo dos índices é o da formação do preço do frete, adaptado de Samuelson (1977). Segundo o modelo, há um transportador representativo maximizador de lucro, com livre mobilidade na prestação do serviço, portanto, podendo transportar soja de qualquer origem para qualquer destino do País.

3.1 Modelo de formação do preço do transporte

O modelo de Samuelson (1977) parte do pressuposto de que a demanda por transporte é do tipo derivada. Em outras palavras, o serviço de transporte é “consumido” como parte do processo de produção de um bem qualquer. Dessa forma, a demanda pelo transporte é uma função da oferta e demanda da *commodity* transportada.

Há vários ofertantes de certa *commodity* no Ponto A que será vendida em outra

localização. Portanto, enquanto o Ponto A tem, no agregado, o monopólio da oferta da *commodity*, os indivíduos ofertantes no Ponto A são perfeitamente competitivos. A função de oferta agregada para a *commodity* no Ponto A é $S(p)$, na qual p é o preço recebido pelos ofertantes.

Similarmente, há vários compradores da *commodity* na localização representada pelo Ponto B. Enquanto o Ponto B tem, no agregado, o monopólio do mercado da *commodity*, os indivíduos compradores são, da mesma forma que em A, considerados perfeitamente competitivos. A função de demanda agregada no Ponto B é $D(p + t + l(q))$, na qual p é o preço de mercado da unidade da *commodity* no Ponto A; t é a “tarifa de transporte” (preço do frete) para a unidade da *commodity* entre os Pontos A e B; e $l(q)$ são os custos logísticos por unidade da *commodity* movimentada em uma carga de tamanho q . Assume-se que $l(q)$ é uma função única para todos os compradores e, portanto, a demanda agregada deve ser expressa como uma função de $p + t + l(q)$, o custo total que um comprador no Ponto B incorre para consumir uma unidade da *commodity* considerada.

No primeiro caso, se o transportador tem o monopólio do frete dos produtos entre os dois pontos, esse transportador terá uma receita que será igual a $tD(p + t + l(q))$.

.....
⁹ Projeto desenvolvido pelo Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, da Universidade de São Paulo.

O seu custo será $C(D(p + t + l(q)))$, sendo C uma função crescente. Para maximizar o lucro, assumindo-se q como dado, o transportador depara-se com a seguinte situação:

$$\max_i \{tD(p + 1 + l(q)) - C(D(p + 1 + l(q)))\} \quad (1)$$

Aplicando-se a álgebra para otimização, tem-se que:¹⁰

$$t = \frac{dC}{dD} + p \left(\frac{1}{e_D} + \frac{1}{e_S} \right) \quad (2)$$

Portanto, o transportador monopolista vai estabelecer o preço do seu frete igual ao seu custo marginal de transporte mais o produto entre o preço da *commodity* e a soma dos inversos da elasticidade de oferta e demanda da *commodity*.

O segundo caso é aquele que considera diversos pontos de demanda, em vez de apenas um. Nesse caso, uma mudança na demanda no Ponto B não terá nenhum impacto no preço no Ponto A, já que os compradores em B compõem uma parcela muito pequena do total de consumidores da *commodity* vendida pelo Ponto A. Se cada par de origem e destino é servido por um transportador diferente, não há formas de o preço do frete de um único transportador ter algum impacto sobre o preço da *commodity*. Assim, $\frac{\partial p}{\partial t} = 0$.

$$t = \frac{dC}{dD} + \frac{p}{e_D} \quad (3)$$

Essa expressão nada mais é que a mesma (2) com $e_S = \infty$.

O terceiro caso é aquele que tem vários pontos de oferta, cada um servido por diferentes transportadores, e apenas um ponto de demanda. O resultado é:

$$t = \frac{dC}{dD} + \frac{p}{e_S} \quad (4)$$

Nota-se que é uma expressão análoga a (2), mas agora $e_D = \infty$.

O raciocínio até então partiu do pressuposto de que há apenas um transportador monopolista realizando o frete entre um par de origem e destino. O quarto e último caso seria aquele no qual há muitos transportadores servindo os pares, caracterizando um mercado de transporte de competição perfeita. Sob essas condições, o valor do frete será simplesmente o custo marginal do serviço:

$$t = \frac{dC}{dD} \quad (5)$$

O modelo de Samuelson contribui no sentido de fundamentar a escolha dos índices mais adequados.

.....
 10 A demonstração completa consta em Gameiro (2003).

3.2_ Dados da pesquisa

As informações de preço de frete foram levantadas pelo Projeto Sifreca e agrupadas de modo a originar preços médios mensais para cada rota específica (uma origem, um destino e uma distância), para determinado modal de transporte e produto. Para a realização desta pesquisa, foram utilizadas informações mensais do frete de soja, durante o período de 56 meses, compreendido entre janeiro de 1998 e agosto de 2002. Esse período foi particularmente caracterizado por forte instabilidade nos valores dos fretes, especialmente graças ao elevado volume da safra agrícola que vinha sendo produzido a partir de meados dos anos 90, e sem a contraparte em termos de investimentos em infraestrutura logística no País. No total, foram 10.746 informações de preço de frete para a soja a granel no período de estudo, com 1.761 combinações distintas de rotas, quais sejam: município de origem e município de destino. Os preços são dados em real por tonelada. Dividindo-se esse valor pela quilometragem da rota (que também está disponível), obteve-se o preço do frete por tonelada e por quilômetro (R\$/t.km). Essa informação é o preço utilizado no cálculo dos índices. A distância, por sua vez, ou a quantidade de quilômetros percorridos,

passa a ser a segunda informação necessária para a ponderação no cálculo dos índices: a quantidade.

Em razão de existirem diversas alternativas de procedimento (fórmulas, bases, formas de agregação, *etc.*) propôs-se a realização de alguns tratamentos, originados de combinações que venham a surgir do arranjo dessas alternativas. Foram testados quatro tratamentos.

O *tratamento 1* partiu da hipótese de que os fretes, sendo funções das suas distâncias,¹¹ podem ser agregados segundo essas. Independentemente das regiões de origem e destino, os fretes apresentariam o mesmo comportamento de preço desde que estivessem em uma mesma amplitude (faixa) de distância. Elegeram-se faixas de 100 quilômetros de distância. Considerando-se fretes com até 2.300 quilômetros, obtiveram-se 23 grupos. Esses são os itens incluídos na geração do índice.

No *tratamento 2*, diante da constatação de que as localidades de origem e destino também são determinantes do preço do frete¹² (além da distância), as informações passam a ser agregadas igualmente segundo esses fatores. Mais especificamente, utilizam-se as Unidades da Federação como pontos de origem e destino. Como consequência, haverá maior número de itens (combinação de faixas de distância, Estado de ori-

.....
¹¹ Foram estimados modelos econométricos para testar hipóteses a respeito da influência da distância no preço e, posteriormente, sobre a influência das regiões de origem e destino nos preços. Esses modelos e seus resultados são apresentados por Gameiro (2003) e Corrêa Júnior (2001).

¹² O ajuste econométrico de modelos do preço do frete em função da distância, com a inclusão de variáveis dummies para as diferentes regiões de origem e destino, evidenciou a existência de diferença significativa entre esses preços conforme algumas localidades selecionadas. A título de ilustração, os fretes com destinos nos Estados do Paraná e de São Paulo apresentam preços mais elevados para mesmas distâncias do que os destinos em Goiás e Mato Grosso.

gem e Estado de destino) componentes do índice. O objetivo seria a obtenção de melhor visibilidade,¹³ dada a maior riqueza das informações desagregadas. Ocorre, porém, que esse sistema implica significativo número de observações, que podem não estar disponíveis em determinados momentos, impedindo o cálculo dos índices ou exigindo hipóteses para a viabilidade do seu cálculo matemático. Diante disso, há a necessidade de avaliar quais as fórmulas e/ou hipóteses que permitem o menor viés possível ou a melhor aproximação aos índices esperados. Neste tratamento, há 103 itens formadores da função agregação.

Nesses dois primeiros tratamentos, a informação de ponderação dos preços (a quantidade) foi considerada endógena ao sistema de levantamento das informações para construção dos índices. As quantidades foram tomadas juntamente com os preços e eram representadas pela distância (quantidade de quilômetros viajados) de cada uma das rotas, como já explicado. Essa concepção pode apresentar a vantagem de permitir o cálculo de fórmulas que exigem as ponderações nos períodos referenciais (q^t ou w^t). Entretanto, sujeita-se às limitações da amostragem (indisponibilidade de informações), que, para o caso do levantamento dos preços do frete rodoviário, é um processo bastante complexo.

Dadas as dimensões e características do setor de transporte de grãos agrícolas, a obtenção de uma informação representativa e constantemente atualizada de quantidade (seja a distância das diversas viagens, seja o peso transportado nelas) é pouco provável. E assim o é para a maioria dos índices, sejam eles de transporte, sejam eles de preços em geral. Tanto que o Índice de Laspeyres (que não exige o conhecimento da quantidade no período de cálculo, q^t) acaba sendo o mais utilizado na prática, como comentado.

Outra informação que seria interessante corresponderia à da quantidade de carga movimentada, em vez da quantidade de quilômetros viajados. Esse dado pode ser obtido por matrizes de origem e destino. As matrizes, porém, também não são triviais de ser geradas. Assim, provavelmente deverão fazer parte de um processo de elaboração de índices de frete (como uma exigência), a construção e revisão periódica de matrizes origem-destino para os produtos transportados.

Para o *tratamento 3*, o modelo econômico é o mesmo utilizado nos demais, caracterizado pelo problema de maximização do produto de transporte por parte de transportadores. No entanto, flexibiliza-se a hipótese adicional de que as quantidades são determinadas endogenamente, e as mesmas

.....
¹³ O termo “visibilidade” foi utilizado por Barros *et al.* (1997) para designar a propriedade desejada de um índice de refletir o comportamento dos preços para situações particulares (desagregadas).

passam a ser fornecidas pela matriz de origem-destino, criada para esse propósito.¹⁴ Assim, apenas os preços passam a ser a solução do problema, e as quantidades se comportam como parâmetros. No *tratamento 3*, há 184 itens, compostos de combinação de regiões de influência de origem e destino, com suas respectivas faixas de distância.

O *tratamento 4* procura amenizar o problema da falta de informação para ponderação necessária para a formação de todos os itens, seja ela endógena, seja ela exógena. Para tanto, é utilizado um modelo econométrico contínuo, capaz de permitir a padronização de alguns determinantes do preço, como a distância, a origem e o destino, por exemplo. A flexibilidade que um processo amostral deve ter é fundamental para a elaboração de índices de preço. Entende-se por essa flexibilidade a capacidade de se estimar índices o mais representativos possível, mesmo com certas limitações, como a indisponibilidade de informações, por exemplo. A obrigatoriedade de que todas as rotas sejam levantadas em todos os períodos (como no caso dos *tratamentos 2 e 3*) é uma exigência bastante forte, ainda mais quando se consideram a dimensão e as características do mercado em questão. No *tratamento 4*, são testadas ainda as duas fontes de ponderação: a distância (endógena) e a quantidade transportada (exógena).

Sob o enfoque estatístico, uma amostragem adequada – mesmo sem a necessidade de incluir todas as rotas em todos os períodos –, deve ser capaz de possibilitar o cálculo da variação geral dos níveis de preço, sem que esses sejam significativamente influenciados por alterações em variáveis outras que, na realidade, gerariam uma alteração no produto de transporte, e não exatamente, e exclusivamente, no nível de preços, como se deseja. Observa-se que, desta forma, se está procurando considerar, de modo integrado, os enfoques estatístico e econômico para a elaboração dos índices de preço. Sob esse segundo enfoque, a premissa seria exatamente a de que apenas a variação no preço do transporte fosse mensurada, e não no seu produto. Isso pode ser obtido com a padronização de determinantes do preço, como a distância. Ter-se-ia uma aproximação para a solução de um problema de maximização de lucro para um mesmo nível de produção.

4_ Resultados

O *tratamento 1* partiu da hipótese de que os fretes, sendo função das suas distâncias, podem ser agregados exclusivamente segundo elas. A vantagem sob essa hipótese é basicamente a de que há menor exigência de informação para a elaboração

.....
¹⁴ Gameiro (2003) apresenta os passos para a elaboração da referida matriz.

dos índices. Os índices de frete acumulados resultantes do *tratamento 1* são ilustrados na Tabela 4.

Os índices acumulados apresentam resultados significativamente distintos, variando de um mínimo de 0,9747 (Vartia I) para um máximo de 2,5313 (Palgrave). Os Índices de Walsh, Vartia II, Theil, Törnqvist e Fisher, por seu turno, apresentaram valores bastante próximos uns dos outros. Esses são os índices considerados “ideais” por Fisher (1927), por atenderem perfeitamente ou de modo bastante aproximado ao teste de reversão de fatores. Os resultados são condizentes com a clássica sistematização de Fisher para os índices em relação e seus vieses: o “garfo de cinco pontas”.¹⁵

Um ponto, porém, na comparação dos índices, chama a atenção: o Índice de Laspeyres acumulado é inferior ao de Paasche. No caso de índices de custo de vida, que têm na sua concepção econômica o problema da minimização do custo do consumidor, Laspeyres apresenta forte tendência a ser maior que Paasche (ver, por exemplo, justificativa apresentada por Diewert *et al.*, 2009). No que se refere aos índices de frete (em questão, o Índice de Paasche acumulado 1,962 foi superior ao de Laspeyres (1,579). Esse resultado está de acordo com o esperado, uma vez que a função agregação é a da maximização do produto de transporte visando ao maior lucro do transportador. Portanto, quando se pondera pelas quanti-

Tabela 4_ Índices de fretes rodoviários para a soja de fevereiro de 1998 a março de 2002.
Tratamento 1: segundo a fórmula de cálculo (bases encadeadas)

Índice	Acumulado	Índice	Acumulado
Vartia I	0,9747	Fisher	1,7600
Harmônico Laspeyres	1,2041	Lowe	1,8062
Geométrico	1,3786	Dutot	1,8202
Coggeshal	1,5369	Jevons	1,8222
Laspeyres	1,5788	Paasche	1,9620
Walsh	1,7488	Carli	2,1712
Vartia II	1,7496	Logarítimo Paasche	2,2261
Theil	1,7499	Palgrave	2,5313
Tornqvist	1,7519		

Fonte: Gameiro (2003).

¹⁵ O Índice de Palgrave apresenta o maior valor, seguido do Logarítimo Paasche. Por outro lado, os índices que apresentam os menores valores são o Harmônico Laspeyres e o Geométrico.

dades no período referência (Paasche), o índice tende a apresentar um valor superior, uma vez que o aumento dos preços dos fretes mostra relação direta com o aumento na quantidade praticada. No que tange ao consumidor, ocorre exatamente o contrário: o aumento nos preços de determinado produto tende a desestimular seu consumo em detrimento de outros, reduzindo a quantidade consumida no período referência. Esse é um resultado bastante interessante desta pesquisa.

Os avanços que se esperam são no sentido de verificar se a metodologia em questão é adequada para a aplicação prática sob condições reais de pesquisa, relaxando-se algumas hipóteses e considerando a disponibilidade de informações e sua representatividade (qualidade da amostra).

É razoável se supor que um sistema de agregação por distância, origem e destino seja relevante, para ser capaz de fornecer maior visibilidade aos itens que formam o índice e, como consequência, trazer mais vantagens para os potenciais usuários da informação. Assim, o *tratamento 2* procurou avaliar uma forma distinta de agregação das informações básicas. Segue-se com combinação de regiões de origem e destino (Estados brasileiros). Ademais, o modelo de Samuelson (1977) evidencia a importância geográfica da origem e do destino, ao con-

siderar a elasticidade-preço dos produtos em cada uma dessas localidades. A seguir, são apresentados esses resultados.

O Índice de Carli é impossível de ser calculado quando p^b for igual a zero, ou seja, quando não se dispõe do preço de um determinado produto ou item no período-base. O Índice de Dutot, por sua vez, não exige o sistema de informações completas, consequentemente não necessitando de hipóteses para ser calculado. Seu valor acumulado foi igual a 1,7438.

O Índice de Lowe, bem como seus derivados Laspeyres e Paasche, também não necessita de informação completa para ser calculado. No entanto, há claramente um viés quando há perda de informação. Assim sendo, já se esperava que os Índices acumulados de Laspeyres (0,0315) e Paasche (101,7902) apresentassem enormes vieses quando comparados aos seus índices do *tratamento 1* (1,5788 e 1,9620, respectivamente) ou ao Índice de Fisher do *tratamento 2* (1,7893), por exemplo. O que explica esse viés bastante significativo, e em direção contrária, é o seguinte: o Índice de Laspeyres tem viés claramente negativo em todos os períodos. Nos momentos de início de entressafra (baixa movimentação), o numerador tende a ter vários termos anulados. No início da safra, porém, a inexistência dos fretes no período anterior também

tende a diminuir o numerador. No Índice de Paasche, o comportamento é exatamente o mesmo, mas em sentido contrário, o que gera o viés positivo.

À primeira vista, o Índice de Fisher aparece novamente como um dos mais coerentes, mesmo para o cálculo com indisponibilidade de diversas informações. Os valores acumulados no *tratamento 1* (1,7600) e no *tratamento 2* (1,7893) diferem em 2,9%.

As análises sugerem que, apesar de haver uma compensação entre os efeitos em sentidos contrários dos Índices de Laspeyres e Paasche no longo prazo (refletida no comportamento do Índice de Fisher), há algumas distorções em meses de mudança de tendências, como início de safras e de entressafras. Em síntese, o Índice de Fisher, mesmo sendo reconhecidamente um dos superiores, deve ser visto com ressalvas no curto prazo quando em sistemas caracterizados fortemente por informações incompletas.

O Índice de Jevons é o primeiro dos índices do tipo produtivo. Esses guardam a característica de exigirem os preços de ambos os períodos de comparação para o cálculo do índice. Caso o preço na base não esteja disponível, seria impossível seu cálculo. Por outro lado, se o preço no período referencial não existir (e existindo o preço na base), tornaria o índice agregado nulo. Mediante as hipóteses de eliminação e suposição,¹⁶ o

índice pode ser calculado, gerando valores com viés negativo quando acumulados.

O Índice de Walsh apresenta resultado bastante interessante. Sua fórmula mostra que o índice pode ser calculado com informações incompletas. Contudo, o fato de as quantidades dos períodos-base e referência participarem conjuntamente de ambos os períodos, elas exigem que essas informações estejam disponíveis para cada um dos itens; caso contrário, eliminam da fórmula as informações referentes a eles, impedindo-o de participar do cálculo. Em síntese, o índice só é calculado considerando os itens que participam em ambos os períodos de comparação. O Índice de Walsh acumulado no *tratamento 2* é igual a 1,7107, valor 2,2% inferior ao do *tratamento 1*, igual a 1,7488.

O Índice de Törnqvist também é exigente em informação para sua elaboração. Por ser um índice formado por multiplicação (produtivo), não admite que p^t seja igual a zero, a não ser que p^b também o seja. Por outro lado, p^b também não pode ser igual a zero, o que causaria inconsistência matemática. Sob hipótese de eliminação, o índice causa um viés negativo pela perda de peso para ponderação quando o preço no período referencial (p^t) for zero. Sob hipótese de suposição, não há perda

.....
¹⁶ Eliminação: hipótese na qual se procede com a exclusão dos termos impossíveis (divisão por zero) ou que tornariam o índice igual a zero (no caso de produtórios). Suposição: hipótese caracterizada pela extrapolação de informação de preços de períodos subsequentes, visando a evitar a eliminação dos termos, como na hipótese anterior.

de informação, e o índice acumulado foi igual a 1,8190.

Assim como os Índices de Fisher e Walsh, considerados superiores, Törnqvist, no *tratamento 2*, sob a hipótese de suposição, apresentou valores bastante próximos do *tratamento 1*.

Os índices calculados no *tratamento 3* são ilustrados resumidamente na Tabela 5. A principal diferença deste tratamento para os dois primeiros é que os preços passaram a ser ponderados pela quantidade de produto transportado (informação exógena obtida por meio de uma matriz origem-destino). Sendo essa informação não mais determinada pelo processo de amostragem, mas sim obtida de fontes secundárias.

Observa-se que um menor número de índices foi apresentado. Isso se explica pelo fato de, neste *terceiro tratamento*, haver vetores fixos das quantidades (pondera-

ções) para todos os períodos, de modo que essas informações passam a ser equivalentes, independentemente da base, ou seja:

$$q^t = q^b = q \quad (6)$$

Com isso, do ponto de vista matemático, algumas fórmulas tornam-se equivalentes. Analisando-se as fórmulas de Lowe, Laspeyres, Paasche, Fisher e Walsh, observa-se que todas se tornam equivalentes quando a expressão (6) é verificada. Em consequência, sob hipótese de quantidades constantes, tem-se que:

$$I_{Lowe} = I_{Laspeyres} = I_{Paasche} = I_{Fisher} = I_{Walsh} \quad (7)$$

Assim como no *tratamento 2*, quando há uma informação incompleta, de p^b ou p^t , por exemplo, e todo o resto mantido constante, há ocorrência de viés: positivo na ausência do primeiro, e negativo na ausência do segundo; uma vez que causam desfalque

Tabela 5_ Índices de fretes rodoviários para a soja de fevereiro de 1998 a março de 2002.
Tratamento 3: segundo a fórmula de cálculo e hipótese

Índice	Hipótese	Acumulado
Carli	Eliminação	2,0982
Dutot	–	1,6820
Lowe (e derivados)	Sem redistribuição de pesos*	2,8722
	Com redistribuição de pesos*	1,4843
Törnqvist	Eliminação	1,3086

(*) Estas hipóteses são explicadas nos próximos parágrafos.

Fonte: Gameiro (2003).

na agregação, seja pela falta de $p^b q$ (no denominador), seja pela ausência de $p^t q$ (no numerador), respectivamente. Há duas soluções básicas para o impasse: a redistribuição dos pesos da base ou a extrapolação de informações de períodos anteriores aos deficitários. O primeiro procedimento é o mais utilizado, e um exemplo prático foi descrito em Gameiro (2003), quando se apresentaram os processos de mudança de base dos índices do Báltico para o mercado de afretamento de navios (Kavussanos e Nomikos, 2000).

Esse processo, conseqüentemente, não é capaz de captar a real influência da entrada de um determinado preço p^t_* no índice. Se esse for um preço elevado, o índice estará indicando um viés baixista pela não captação desse preço elevado. Caso p^t_* seja um preço baixo, o índice estará indicando um viés altista por não captar o efeito da ocorrência de um valor mais baixo na amostra. Obviamente que, no período subsequente, a ocorrência de novos aumentos ou redução em p^t_* , da rota inserida recentemente, será captada. Ainda assim, a influência original ficou perdida no período anterior.

No caso dos fretes agrícolas, a grande variabilidade da frequência dos serviços de transportes, como se viu, concentra-se for-

temente em três ou quatro meses de colheita. Sob essas circunstâncias, muito provavelmente, a redistribuição dos pesos, quando da ausência de informação, será uma fonte clara de vieses.

No que se refere aos índices de fretes, a entrada de um grande número de novas informações na amostra, nos meses de colheita da soja, claramente ocasionaria um incremento no numerador das fórmulas derivadas de Lowe. Por outro lado, nos finais de safra, a baixa frequência dos preços p^t tende a causar um viés negativo. Ao longo do tempo, esses deverão ir se equilibrando, ora com predominância de um, ora de outro.

Dessas análises pode-se concluir que qualquer que seja o processo eleito para lidar com o problema da falta de informações a probabilidade de haver algum viés é bastante significativa. Em outras palavras, com os métodos de cálculo de índices tradicionais, parece não haver meios eficientes de lidar com a entrada/saída periódica de informações no mercado. O próximo tratamento procurou experimentar uma possível solução para esse problema.

O *tratamento 4* foi caracterizado pela utilização de funções para a obtenção das informações de preço e quantidade a ser utilizadas no cálculo dos índices. As observações amostradas no mercado são utilizadas para ajustar equações do preço em fun-

ção da distância percorrida.¹⁷ A variável “distância do transporte” é escolhida em razão de seu papel central na determinação do preço. O objetivo principal desse procedimento foi contornar o problema da descontinuidade (falta de informação em determinado momento), tanto de preço quanto de quantidade.

Os índices calculados no *tratamento 4* são apresentados, resumidamente, na Tabela 6.

Os resultados acumulados no período apontam para índices que ficaram entre 1,7610 e 1,7838, portanto, com uma variação máxima de 1,3%.

Interessante destacar que foram utilizadas informações de ponderação distintas para os índices derivados de Lowe. Apesar disso, sua variação foi bastante reduzida: de apenas -0,9% quando se passou da ponde-

ração obtida pela matriz origem-destino para a ponderação obtida pelas informações da base de dados do Sifreca. É um resultado bastante interessante. Ressalta-se que a matriz foi elaborada com dados de produção e consumo da soja, enquanto as informações do Sifreca refletem amostras reais de fretes praticados. Portanto, apesar de fontes distintas, chegou-se a resultados semelhantes, com indícios de que ambas são fontes bastante razoáveis de representação da distribuição das rotas.

Outro efeito que chama a atenção foi a equivalência dos resultados obtidos com as fórmulas de Törnqvist, Theil e Vartia. A explicação para isso reside no fato de que as quantidades são mantidas constantes em b e t , de modo que matematicamente as fórmulas apresentam os mesmos resultados.

Tabela 6_ Índices de fretes rodoviários para a soja de fevereiro de 1998 a março de 2002.
Tratamento 4: segundo a fórmula de cálculo e tipo de ponderação

Índice	Ponderação	Acumulado
Lowe e derivados	MOD*	1,7838
	Sifreca**	1,7670
Törnqvist	MOD*	1,7610
Theil	MOD*	1,7610
Vartia	MOD*	1,7610

* Com informações de ponderação (quantidade transportada) originárias da matriz origem-destino.

** Com informações de ponderação (distância) originárias da base de dados do Sifreca.

Fonte: Gameiro (2003).

.....
¹⁷ Foram realizados ensaios para se eleger a função a ser estimada econometricamente, como detalhado em Gameiro (2003). Os modelos considerados foram: logarítmico ($p=a + b \ln d$), linear ($p=a + bd$) e tipo “log-log” ($\ln p=a + b \ln d$). Em todas essas regressões, os coeficientes apresentaram elevado nível de significância (teste “t”) e coeficientes de regressão (R^2) superiores a 60%. O modelo que apresentou resultados estatísticos superiores foi o “log-log”. Segundo Greene (1993), coeficientes de determinação ao redor de 50% podem ser considerados bastante satisfatórios para dados em *cross section*, como no caso.

As iniciativas de construção de índices insistem em denominar as fórmulas derivadas de Lowe, como de Laspeyres, ou mesmo “Laspeyres Modificado” – ver, por exemplo, Melo (1982) e Carmo (1987). Essa concepção não parece a mais adequada, uma vez que as ponderações não estão sendo dadas pelas informações da base, exatamente (como prevê a fórmula na sua essência), mas sim por algum sistema que permitiu a obtenção de informações de ponderação que passam a ser tomadas como fixas sem, necessariamente, terem sua origem no período-base. Pelo contrário, são obtidas, na maior parte, por amostras históricas de distribuição. Isso ocorreu no caso de alguns índices dos tratamentos 3 e 4 do estudo apresentado. Pelo fato de ter sido o economista Lowe um dos primeiros a ter proposto a ponderação fixa, sem levar em consideração o período-base, imagina-se que esse deve ser o homenageado quando da denominação dos índices.

Diante dos resultados do *tratamento 4*, têm-se, na realidade, dois tipos de índice: o de Lowe (e derivados) e o equivalente a Törnqvist/Theil/Vartia. O segundo grupo é caracterizado por índices geométricos ponderados. Como Leo Törnqvist foi o precursor dessa linha de raciocínio, seu nome é sugerido para denominar o índice. Portanto, têm-se dois índices: o de Lowe e o de

Törnqvist. A comparação entre os valores acumulados entre ambos já mostrou que seu resultado foi bastante aproximado para o período completo, com um pequeno desvio de 1,3%. Analisando-se os períodos anuais, ambos sobre a base de ponderação da matriz origem-destino, chega-se a diferenças percentuais de 0,5% (em 1998), -0,93% (em 1999), 0,7% (em 2000) e 1,4% (em 2001). Portanto, diferenças inferiores a 1,5%, para mais ou para menos.

Em síntese, com as informações obtidas, pode-se dizer que a variação acumulada do preço do frete para a soja a granel no Brasil, entre fevereiro de 1998 e março de 2002, foi de 76%. Esse resultado está de acordo com a experiência empírica obtida com o acompanhamento do mercado.

No *tratamento 1*, os índices superiores foram: Fisher, Walsh, Theil, Törnqvist e Vartia. A diferença entre eles foi bastante pequena, de modo que sua escolha pode ser arbitrária. Elege-se, para comparação com os índices do *tratamento 4*, o Índice de Fisher, por ser o mais consagrado na literatura.

No *tratamento 2*, surge o problema da falta de informação completa, o que incorre em fortes vieses para alguns índices. Os índices ideais continuam sendo os superiores. A exceção é o de Fisher, que, por ser derivado de Laspeyres e Paasche (que são altamente enviesados pela falta de infor-

mação), acaba sendo prejudicado. Walsh, Törnqvist e Theil continuam como os mais indicados. No entanto, os dois últimos só podem ser calculados mediante a adoção de hipóteses para a solução da inconsistência matemática originada pela falta de dados. Essas hipóteses fatalmente levam a vieses, por menores que sejam. O Índice de Walsh desponta como superior, e, de fato, as análises de correlação com seu correspondente do *tratamento 1* o reforçam como o mais indicado. Diante dessas evidências, Walsh é eleito o índice para servir de comparação com o *tratamento 4*.

No *terceiro tratamento*, continua presente o problema da falta de informação. Mas essa carência é amenizada pela consideração de um sistema fixo de ponderação, o que resolve a falta de informação de quantidade, mas mantém o problema da inexistência periódica dos preços. Nesse tratamento, assim como no quarto, as fórmulas acabam sendo reduzidas às de Lowe e seus derivados, e às dos índices geométricos ponderados (Törnqvist e Vartia). Como já mencionado, os índices geométricos exigem a presença de informações completas (p^b e p^t) e preços, de modo que só são passíveis de cálculo mediante a imposição de hipóteses. Resta o Índice de Lowe. Esse pode ser calculado sem a redistribuição dos pesos, o que gera vieses enormes, pelos motivos apre-

sentados anteriormente; ou com a redistribuição dos pesos, que é o procedimento clássico adotado pelos elaboradores de índice para a alteração dos índices pela entrada/saída/substituição de itens. Esse é considerado o índice superior do *tratamento 3*, ainda que claramente traga consigo vieses, conforme já analisado. Assim, o Índice de Lowe (com redistribuição de pesos) é o escolhido para comparação com os índices do *tratamento 4*.

Na Tabela 7, apresentam-se as principais observações qualitativas sobre os tratamentos e sua aplicação empírica. Os comentários ao seu respeito são apresentados no capítulo conclusivo.

5_ Conclusões

Uma importante conclusão é a de que, além do fundamento teórico, um índice sempre deve ser testado empiricamente. Isso, pelo fato de que sempre será uma simplificação ou uma aproximação da realidade. O objetivo deveria ser a obtenção do melhor índice com o processo amostral possível. A carência de informação é uma realidade presente na maioria dos projetos de elaboração de índices e deve ser tratada de modo a não prejudicar significativamente o resultado final.

Tabela 7 Resumo das principais observações resultantes dos tratamentos

Observações	Tratamento			
	1	2	3	4
Ponderação	Distância	Distância	Produção escoada	Distância e Produção escoada
Índice referência	Fisher	Walsh	Lowe (com redistribuição de pesos)	Törnqvist
Índice acumulado	1,7600	1,7107	1,4843	1,7610
Efeito negativo da escassez de informação	Média	Alta	Alta	Baixa
Dificuldade de operacionalizar o processo de amostragem	Média	Alta	Muito alta	Média
Visibilidade obtida por meio dos subíndices	Baixa. Subíndices relacionados apenas a faixas de distância.	Média. Subíndices relacionados a faixas de distância e grupos de rotas tendo Estados como origem e destino.	Alta. Subíndices relacionados a faixas de distância e grupos de rotas tendo regiões bem definidas de origem e destino.	A precisão dos modelos de previsão de subíndices específicos está condicionada ao comportamento desses fretes, devendo ser avaliada econometricamente dentro dos níveis de significância desejados.
Qualidade esperada para o índice geral	Adequada	Baixa. Diante da falta de informação, há a necessidade de extrapolação (estabelecimento de hipóteses) de períodos precedentes ou posteriores, ou a redistribuição das ponderações, gerando vieses.		Adequada

Fonte: Gameiro (2003).

A falta ou indisponibilidade da informação não é devida, necessariamente, ao problema amostral. Em diversas circunstâncias, determinada informação simplesmente pode não ter ocorrido. Esse é

um ponto que há muito inquieta os estudiosos dos números-índice: a entrada e/ou saída de informações na amostra pode gerar variação no índice não decorrente da variação no nível de preços, mas sim da

mera combinação distinta das informações disponíveis. Essa indisponibilidade de informação é representada por uma descontinuidade – ao longo do tempo – no nível de preço dos fretes para determinadas situações (itens na agregação). Tal descontinuidade pode decorrer da sazonalidade característica da logística de transporte dos produtos de origem agrícola.

A forma encontrada para o tratamento dessa descontinuidade foi a utilização de funções que tivessem o preço que se deseja medir determinado por características controláveis (e observáveis), tais como o tipo de carga, a sua quantidade, o acondicionamento, a localidade de origem, de destino, a distância, *etc.* Foram, assim, realizados quatro tratamentos objetivando entender o comportamento dos dados e o resultado da aplicação da metodologia de construção dos índices sobre esses. Os *tratamentos 1 e 4* mostraram-se mais adequados para a obtenção de um índice para o nível geral dos preços. O primeiro, entretanto, apresenta baixa capacidade de fornecer informações desagregadas (subíndices), uma vez que exhibe apenas agrupamento por faixas de distância.

O *quarto tratamento*, por utilizar previsões para os preços a partir das distâncias, deve ser considerado com ressalvas no fornecimento de subíndices específicos. É importante que sejam estipulados intervalos

de confiança para esse processo. A principal vantagem que se espera desse tratamento é o conhecimento do nível geral dos preços sem perda de informação. Esse tratamento, sob o ponto de vista das aproximações, parece bastante razoável: atende à maior parte dos testes axiomáticos, utiliza fundamentos econométricos (portanto, estatísticos) para a obtenção dos índices e – talvez o mais importante – utiliza uma função econômica que, estimada, fornece uma relação entre preço (p) e quantidade (q), atendendo ao consagrado enfoque econômico.

Referências bibliográficas

- BARROS, G. S. C.; MARQUES, P. V.; BACCHI, M. R. P.; CAFFAGNI, L. C. *Elaboração de indicadores de preços da soja: um estudo preliminar*. Piracicaba: ESALQ, Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, 1997. 89p.
- CAIXETA FILHO, J. V.; GAMEIRO, A. H. (Org.). *Transporte e logística em sistemas agroindustriais*. São Paulo: Editora Atlas, 2001.
- CARLI, G. R. Del valore e della proporzione de' metalli monetari con i generi in Italia prima delle scoperte dell'Indie colonfronto del valore e della proporzione de' tempi nostri. *Opere scelte di Carli*, v. 1, p. 299-366, 1764.
- CARMO, H. C. E. *Um enfoque integrado para números-índice econômicos: uma aplicação ao cálculo de preços ao consumidor no município de São Paulo no período 1939-1986*. 1987. 260p. Tese (Doutorado em Teoria Econômica) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1987.
- CORRÊA-JÚNIOR, G. *Principais determinantes do preço do frete rodoviário para transporte de soja em grãos em diferentes regiões brasileiras: uma análise econométrica*. 2001. 102p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2001.
- DIEWERT, W. E. Exact and Superlative Index Numbers, *Journal of Econometrics*, v. 4, p. 114-145, 1976.
- DIEWERT, W. E. Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation, *Econometrica*, v. 46, p. 883-900, 1978.
- DIEWERT, W. E. The Economic Theory of Index Numbers: A Survey, p. 163-208 in *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour in Honour of Sir Richard Stone*, edited by A. Deaton, Cambridge UK: Cambridge University Press, 1981
- DIEWERT, W. E. Index numbers. In: EATWELL, M. M.; NEWMAN, J. (Ed.). *The new Palgrave: a dictionary of Economics*. London: Macmillan, p. 767-780, 1987.
- DIEWERT, W. E. Test Approaches to International Comparisons, p. 67-86 in *Measurement in Economics: Theory and Applications of Economic Indices*, W. Eichhorn (ed.), Heidelberg: Physica-Verlag, 1988.
- DIEWERT, W. E. *The consumer price index and index numbers theory: a survey*. Vancouver: The University of British Columbia, 2001. 103p. (Discussion paper 01-02)
- DIEWERT, W. E. *A New Axiomatic Approach to Index Number Theory*, Discussion Paper 04-05, Department of Economics, University of British Columbia, Vancouver, Canada, V6T 1Z1, 2004
- DIEWERT, W. E.; HUWILER, M.; KOHLI, U. *Retrospective Price Indices and Substitution Bias*. Discussion Paper 09-01. Department of Economics. Vancouver: University of British Columbia, 11p, 2009.
- DIEWERT, W. E.; HILL, R. J. *Comment on Different Approaches to Index Number Theory*. Discussion Paper 09-05. Department of Economics. Vancouver: University of British Columbia, 18p (Revised in January 20, 2009).
- DIEWERT, W. E. *Cost of Living Indexes and Exact Index Numbers*. Discussion Paper 09-06. Department of Economics. Vancouver: University of British Columbia, 35p (Revised in August 6, 2009).
- DIVISIA, F. L'Indice Monetaire et la Théorie de La Monnaie. *Revue d'Economie Politique*. Tome XXXIX, juil./aout p. 842-861 e sept./oct., p. 980-1008, 1925.
- DUTOT, C. F. *Réflexions politiques sur les finances et el commerce*. La Haye: Antoine van Dole, 1738.
- EICHHORN, W.; HENN, R.; OPITZ, O.; SHEPAHRD (Ed.). *Theory and Applications of Economic Indices*. Würzburg: Physica-Verlag, 1978. p. 271-295.
- EICHHORN, W.; VOELLER, J. *Theory of the price index: Fisher's test approach and generalizations. Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, v. 140, Berlin: Springer-Verlag, 1976
- FISHER, I. *The making of index numbers: a study of their varieties, tests and reliability*. Boston: Houghton Mifflin Co., 1927. Reprinted. New York: Augustos M. Kelley, 1967.
- FRISCH, R. O problema dos números índices. *Revista Brasileira de Estatística*, v. 11, n. 42, p. 187-214, abr./jun., 1950.

Anexos – Índices de fretes calculados

Tabela 1A_ Índices de fretes rodoviários mensais para a soja a granel de fevereiro de 1998 a março de 2002.
Tratamento 1: bases encadeadas

Mês	Carli	Dutot	Lowe	Palgrave	Laspeyres	Paasche	Fisher	Jevons
mar/98	1,1634	1,1671	1,1367	1,1671	1,1146	1,1514	1,1329	1,1533
abr/98	1,0425	1,0667	1,0274	1,0256	1,0174	1,0202	1,0188	1,0372
mai/98	0,9067	0,8812	0,9149	0,9246	0,9201	0,9209	0,9205	0,9029
jun/98	1,0432	1,0480	1,0346	1,0322	1,0328	1,0274	1,0301	1,0408
jul/98	0,9953	0,9934	0,9919	0,9928	0,9944	0,9904	0,9924	0,9941
ago/98	1,0267	1,0226	1,0353	1,0295	1,0350	1,0274	1,0312	1,0256
set/98	0,9815	0,9851	0,9862	0,9715	0,9736	0,9695	0,9715	0,9803
out/98	0,9412	0,9449	0,9448	0,9394	0,9339	0,9371	0,9355	0,9399
nov/98	0,9671	0,9515	0,9700	0,9679	0,9737	0,9631	0,9684	0,9642
dez/98	0,9693	0,9605	0,9694	0,9635	0,9654	0,9608	0,9631	0,9681
jan/99	1,0079	1,0042	1,0085	1,0178	1,0079	1,0160	1,0119	1,0070
fev/99	1,1489	1,1330	1,1261	1,1778	1,1463	1,1648	1,1555	1,1427
mar/99	1,1138	1,1255	1,1032	1,0929	1,0886	1,0896	1,0891	1,1099
abr/99	1,0311	1,0283	1,0380	1,0504	1,0191	1,0441	1,0315	1,0277
mai/99	0,9344	0,9307	0,9341	0,9454	0,9406	0,9432	0,9419	0,9324
jun/99	0,9717	0,9639	0,9644	0,9679	0,9612	0,9646	0,9629	0,9696
jul/99	0,9994	0,9915	0,9984	1,0037	0,9964	0,9994	0,9979	0,9976
ago/99	1,0630	1,0652	1,0555	1,0609	1,0488	1,0589	1,0538	1,0619
set/99	1,0214	1,0236	1,0167	1,0189	1,0173	1,0179	1,0176	1,0209
out/99	1,0368	1,0442	1,0311	1,0301	1,0333	1,0284	1,0309	1,0355
nov/99	0,9763	0,9698	0,9807	0,9838	0,9823	0,9828	0,9826	0,9756
dez/99	0,9649	0,9669	0,9681	0,9701	0,9661	0,9689	0,9675	0,9641
jan/00	1,0255	1,0451	1,0151	0,9979	1,0345	0,9944	1,0143	1,0209
fev/00	0,9970	0,9811	0,9987	1,0126	1,0029	1,0099	1,0064	0,9950
mar/00	1,0521	1,0432	1,0595	1,0951	1,0440	1,0861	1,0649	1,0457
abr/00	1,1144	1,1121	1,1049	1,1126	1,0963	1,1064	1,1014	1,1096
mai/00	0,9994	0,9827	0,9788	0,9764	0,9679	0,9711	0,9695	0,9912
jun/00	0,9931	0,9905	0,9842	0,9792	0,9853	0,9731	0,9792	0,9895
jul/00	0,9911	0,9907	0,9880	0,9900	0,9972	0,9858	0,9915	0,9887
ago/00	0,9572	0,9574	0,9500	0,9662	0,9604	0,9580	0,9592	0,9506
set/00	0,9978	0,9853	0,9972	1,0125	1,0056	1,0079	1,0067	0,9953
out/00	0,9852	0,9833	0,9876	0,9943	0,9862	0,9885	0,9873	0,9800
nov/00	0,9639	0,9712	0,9590	0,9656	0,9314	0,9607	0,9459	0,9604
dez/00	0,9913	0,9864	0,9950	1,0085	1,0075	1,0070	1,0073	0,9899
jan/01	1,0745	1,0644	1,0667	1,0706	1,0529	1,0607	1,0568	1,0700
fev/01	1,0262	1,0206	1,0254	1,0316	1,0276	1,0291	1,0283	1,0245
mar/01	1,1751	1,1920	1,1985	1,2516	1,1842	1,2347	1,2092	1,1645
abr/01	0,9755	0,9803	0,9691	0,9812	0,9720	0,9793	0,9756	0,9735
mai/01	0,9466	0,9314	0,9307	0,9185	0,9118	0,9139	0,9128	0,9447
jun/01	1,0381	1,0233	1,0204	1,0577	1,0158	1,0440	1,0298	1,0307
jul/01	1,0454	1,0329	1,0490	1,0530	1,0493	1,0502	1,0497	1,0435
ago/01	1,0295	1,0276	1,0297	1,0324	1,0287	1,0310	1,0298	1,0288
set/01	0,9822	0,9813	0,9715	0,9694	0,9618	0,9661	0,9640	0,9807
out/01	0,9357	0,9361	0,9324	0,9247	0,9259	0,9227	0,9243	0,9347
nov/01	1,0367	1,0466	1,0186	1,0166	1,0174	1,0127	1,0150	1,0318
dez/01	1,0739	1,0438	1,0752	1,0777	1,0312	1,0534	1,0422	1,0535
jan/02	1,0639	1,0441	1,0551	1,0788	1,0671	1,0673	1,0672	1,0576
fev/02	1,0240	1,0139	1,0127	1,0433	1,0394	1,0308	1,0351	1,0172
mar/02	1,0577	1,0534	1,0609	1,0850	1,0586	1,0788	1,0686	1,0544
Acumulado	2,1712	1,8202	1,8062	2,5313	1,5788	1,9620	1,7600	1,8222

Fonte: Gameiro (2003).

Tabela 2A_ Índices de fretes rodoviários mensais para a soja a granel de fevereiro de 1998 a março de 2002.
Tratamento 1: bases encadeadas

Mês	Geométrico	Walsh	Coggeshal	Logaritimo Paasche	Harmônico Laspeyres	Tornqvist	Theil	Vartia I	Vartia II
mar/98	1,1084	1,1296	1,1437	1,1591	1,1025	1,1335	1,1307	1,0072	1,1309
abr/98	1,0150	1,0166	1,0326	1,0228	1,0127	1,0189	1,0173	0,9992	1,0173
mai/98	0,9177	0,9212	0,8986	0,9228	0,9153	0,9203	0,9209	0,9976	0,9209
jun/98	1,0306	1,0297	1,0382	1,0299	1,0283	1,0302	1,0299	1,0009	1,0299
jul/98	0,9931	0,9923	0,9929	0,9916	0,9918	0,9924	0,9923	0,9993	0,9923
ago/98	1,0359	1,0310	1,0246	1,0285	1,0328	1,0312	1,0311	1,0021	1,0311
set/98	0,9723	0,9713	0,9792	0,9705	0,9710	0,9714	0,9713	0,9975	0,9713
out/98	0,9324	0,9347	0,9385	0,9383	0,9310	0,9353	0,9349	0,9963	0,9349
nov/98	0,9709	0,9690	0,9612	0,9655	0,9681	0,9682	0,9687	0,9992	0,9687
dez/98	0,9639	0,9631	0,9668	0,9622	0,9625	0,9630	0,9631	0,9998	0,9631
jan/99	1,0073	1,0092	1,0060	1,0169	1,0068	1,0121	1,0100	1,0099	1,0102
fev/99	1,1393	1,1527	1,1364	1,1714	1,1322	1,1553	1,1536	1,0072	1,1536
mar/99	1,0870	1,0892	1,1065	1,0912	1,0854	1,0891	1,0892	1,0042	1,0892
abr/99	1,0165	1,0317	1,0245	1,0472	1,0141	1,0317	1,0317	0,9990	1,0317
mai/99	0,9390	0,9421	0,9302	0,9443	0,9374	0,9417	0,9420	0,9970	0,9420
jun/99	0,9602	0,9621	0,9677	0,9662	0,9593	0,9632	0,9624	1,0010	0,9624
jul/99	0,9945	0,9976	0,9958	1,0016	0,9926	0,9980	0,9978	0,9982	0,9978
ago/99	1,0474	1,0541	1,0607	1,0599	1,0459	1,0536	1,0539	1,0098	1,0539
set/99	1,0169	1,0178	1,0204	1,0184	1,0165	1,0176	1,0177	1,0036	1,0177
out/99	1,0325	1,0307	1,0343	1,0292	1,0317	1,0309	1,0308	0,9977	1,0308
nov/99	0,9818	0,9826	0,9748	0,9833	0,9812	0,9825	0,9826	0,9990	0,9826
dez/99	0,9654	0,9675	0,9633	0,9695	0,9646	0,9674	0,9675	0,9981	0,9675
jan/00	1,0293	1,0091	1,0169	0,9960	1,0248	1,0125	1,0102	1,0053	1,0102
fev/00	1,0019	1,0061	0,9930	1,0112	1,0008	1,0065	1,0062	1,0015	1,0062
mar/00	1,0367	1,0696	1,0389	1,0907	1,0288	1,0634	1,0679	1,0074	1,0675
abr/00	1,0933	1,1015	1,1047	1,1095	1,0905	1,1014	1,1015	0,9606	1,1015
mai/00	0,9657	0,9697	0,9847	0,9735	0,9638	0,9696	0,9696	0,9659	0,9696
jun/00	0,9813	0,9783	0,9859	0,9762	0,9773	0,9787	0,9784	0,9985	0,9785
jul/00	0,9957	0,9926	0,9861	0,9880	0,9942	0,9918	0,9924	0,9978	0,9924
ago/00	0,9537	0,9587	0,9440	0,9621	0,9469	0,9579	0,9584	0,9977	0,9584
set/00	1,0043	1,0075	0,9929	1,0102	1,0031	1,0072	1,0074	1,0013	1,0074
out/00	0,9824	0,9870	0,9745	0,9914	0,9784	0,9869	0,9870	0,9989	0,9870
nov/00	0,9275	0,9499	0,9568	0,9632	0,9237	0,9452	0,9485	0,9771	0,9483
dez/00	1,0065	1,0075	0,9884	1,0078	1,0055	1,0072	1,0074	0,9991	1,0074
jan/01	1,0495	1,0560	1,0655	1,0656	1,0461	1,0576	1,0565	1,0040	1,0565
fev/01	1,0263	1,0283	1,0229	1,0303	1,0250	1,0283	1,0283	0,9981	1,0283
mar/01	1,1718	1,2144	1,1535	1,2434	1,1590	1,2071	1,2122	1,0154	1,2119
abr/01	0,9706	0,9759	0,9715	0,9802	0,9691	0,9754	0,9758	0,9974	0,9758
mai/01	0,9096	0,9125	0,9428	0,9162	0,9074	0,9129	0,9127	0,9945	0,9127
jun/01	1,0108	1,0283	1,0237	1,0506	1,0062	1,0305	1,0289	1,0034	1,0290
jul/01	1,0479	1,0497	1,0415	1,0516	1,0465	1,0498	1,0497	1,0020	1,0497
ago/01	1,0280	1,0297	1,0281	1,0317	1,0273	1,0299	1,0298	1,0045	1,0298
set/01	0,9598	0,9640	0,9791	0,9678	0,9577	0,9638	0,9639	0,9970	0,9639
out/01	0,9250	0,9244	0,9336	0,9237	0,9240	0,9243	0,9244	0,9968	0,9244
nov/01	1,0146	1,0142	1,0275	1,0146	1,0120	1,0146	1,0143	1,0005	1,0143
dez/01	1,0241	1,0419	1,0374	1,0640	1,0184	1,0438	1,0423	1,0097	1,0424
jan/02	1,0618	1,0673	1,0511	1,0732	1,0563	1,0675	1,0674	1,0045	1,0674
fev/02	1,0322	1,0347	1,0096	1,0374	1,0242	1,0348	1,0348	1,0018	1,0348
mar/02	1,0558	1,0686	1,0511	1,0819	1,0530	1,0688	1,0687	1,0118	1,0687
Acumulado	1,3786	1,7488	1,5369	2,2261	1,2041	1,7519	1,7499	0,9747	1,7496

Fonte: Gameiro (2003).

Tabela 3A_ Índices de fretes rodoviários mensais para a soja a granel de fevereiro de 1998 a março de 2002.
Tratamento 2: bases encadeadas

Mês	Carli		Dutot	Lowe	Paigrave		Laspeyres	Paasche
	Eliminação	Suposição			Eliminação	Suposição		
mar/98	1,1351	1,0969	1,1193	1,2228	0,9961	1,1402	1,1102	1,3441
abr/98	1,0661	1,0397	1,0518	0,9680	0,9606	1,0387	0,8801	1,1224
mai/98	0,9160	0,9290	0,9308	1,0805	0,7633	0,9394	0,8843	1,1284
jun/98	1,0447	1,0354	1,0272	1,0457	1,0334	1,0520	1,0373	1,0698
jul/98	1,0012	0,9937	0,9834	1,0170	0,9758	1,0019	0,9849	1,0281
ago/98	0,9967	0,9987	1,0174	0,9573	0,9981	1,0076	0,9371	1,0123
set/98	0,9999	0,9980	1,0182	0,9606	0,9662	0,9797	0,9346	0,9902
out/98	0,9335	0,9486	0,9513	0,9175	0,9166	0,9252	0,8810	0,9315
nov/98	0,9534	0,9714	0,9713	0,9032	0,9429	0,9429	0,8626	0,9390
dez/98	0,9680	0,9828	0,9674	0,9648	0,9498	0,9579	0,9485	0,9583
jan/99	1,0087	1,0051	1,0034	1,0055	1,0115	1,0115	1,0022	1,0090
fev/99	1,1148	1,1004	1,0546	1,3115	0,9290	1,1630	1,1397	1,4576
mar/99	1,1065	1,0913	1,1011	1,1282	1,0931	1,1102	1,0776	1,1159
abr/99	1,0858	1,0630	1,1156	1,0196	1,0245	1,1025	0,9463	1,1525
mai/99	0,9342	0,9523	0,9290	0,9235	0,9027	0,9297	0,9060	0,9473
jun/99	0,9779	0,9833	0,9659	0,9522	0,9575	0,9669	0,9378	0,9742
jul/99	0,9292	0,9842	0,9757	0,9909	0,9715	0,9881	0,9560	1,0072
ago/99	0,9972	1,0404	1,0474	1,0289	0,9988	1,0764	1,0044	1,1581
set/99	1,0141	1,0263	1,0248	1,0057	0,9772	1,0253	0,9631	1,0483
out/99	1,0032	1,0054	1,0258	0,9113	0,9659	1,0064	0,8932	1,0382
nov/99	0,9974	0,9986	0,9959	0,9725	0,9757	0,9811	0,9658	0,9837
dez/99	0,9988	0,9986	1,0055	0,9816	0,9711	0,9832	0,9359	0,9955
jan/00	0,9969	0,9967	0,9711	0,8436	0,9735	0,9885	0,6965	1,0089
fev/00	0,9864	1,0101	1,0322	1,1514	0,8011	1,0125	0,8915	1,2205
mar/00	1,0826	1,0652	1,0462	1,3586	0,8306	1,1205	1,0628	1,4867
abr/00	1,1277	1,0906	1,1492	1,0547	1,1065	1,1601	1,0252	1,1870
mai/00	0,9701	0,9884	0,9261	1,0152	0,9112	0,9832	0,9125	1,0401
jun/00	0,9407	0,9701	0,9155	0,9845	0,8588	0,9662	0,9249	1,0422
jul/00	0,9961	1,0064	1,0126	1,0310	0,8990	0,9884	0,9515	1,0603
ago/00	0,9993	0,9992	1,0139	0,8363	1,0037	1,0091	0,8635	1,0069
set/00	0,9661	0,9816	0,9594	0,9458	0,9608	0,9765	0,9450	0,9860
out/00	0,9975	0,9989	1,0521	0,7572	0,9736	0,9736	0,7438	0,9633
nov/00	0,9794	0,9870	0,9798	0,8710	0,8762	0,9841	0,7246	1,1238
dez/00	1,0018	0,9985	0,9838	1,0129	0,9940	1,0126	0,9961	1,0318
jan/01	1,0378	1,0191	1,0417	1,4675	0,7269	1,0242	0,8999	1,5002
fev/01	1,0561	1,0636	1,0461	0,9813	0,9544	1,1336	0,8885	1,1878
mar/01	1,2093	1,1353	1,1840	1,2380	1,0788	1,3283	1,0578	1,5120
abr/01	1,0370	1,0261	1,0161	0,8806	0,9564	1,0329	0,8608	1,0773
mai/01	0,9140	0,9645	0,9291	0,8276	0,8254	0,9230	0,7691	0,9782
jun/01	1,0094	1,0055	0,9624	1,2945	0,7406	1,0237	0,9217	1,4148
jul/01	1,0383	1,0201	1,0573	1,0984	1,0003	1,0561	1,0206	1,1171
ago/01	1,0452	1,0294	1,0133	1,0669	0,9308	1,0556	1,0221	1,2050
set/01	0,9768	0,9846	1,0068	0,9337	0,9572	0,9636	0,8396	0,9710
out/01	0,9335	0,9708	0,9293	0,8865	0,8861	0,9312	0,8554	0,9607
nov/01	1,0031	0,9932	0,9219	0,9349	0,9886	0,9978	0,8558	1,0132
dez/01	0,9992	1,0195	1,0717	0,9549	0,7967	1,0798	0,9155	1,2915
jan/02	1,0114	1,0051	1,0313	1,1826	0,9621	1,0467	0,9822	1,0922
fev/02	1,0377	1,0411	1,0284	1,1864	0,9078	1,0654	1,0281	1,1984
mar/02	1,0983	1,0873	1,0787	1,1520	1,0005	1,1402	1,0492	1,2459
Acumulado	1,7248	1,9219	1,7438	2,1221	0,0451	3,1939	0,0315	101,7902

Fonte: Gameiro (2003).

Tabela 4A_ Índices de fretes rodoviários mensais para a soja a granel de fevereiro de 1998 a março de 2002.
Tratamento 2: bases encadeadas

Mês	Fisher	Jevons		Geométrico		Walsh	Coggeshal	
		Eliminação	Suposição	Eliminação	Suposição		Eliminação	Suposição
mar/98	1,2216	1,1276	1,0899	1,1214	1,1214	1,1400	1,1199	1,0831
abr/98	0,9939	1,0587	1,0348	1,0379	1,0379	1,0406	1,0514	1,0302
mai/98	0,9989	0,9154	0,9366	0,9315	0,9252	0,9261	0,9063	0,9278
jun/98	1,0534	1,0412	1,0313	1,0286	1,0353	1,0424	1,0378	1,0279
jul/98	1,0063	0,9988	0,9905	0,9968	0,9939	0,9976	0,9963	0,9871
ago/98	0,9740	0,9914	0,9938	1,0096	1,0023	1,0046	0,9842	0,9887
set/98	0,9620	0,9964	0,9952	0,9755	0,9795	0,9780	0,9925	0,9925
out/98	0,9059	0,9405	0,9445	0,9466	0,9302	0,9250	0,9264	0,9398
nov/98	0,9000	0,9556	0,9694	0,9494	0,9479	0,9422	0,9477	0,9672
dez/98	0,9534	0,9654	0,9801	0,9540	0,9530	0,9533	0,9594	0,9772
jan/99	1,0056	1,0062	1,0037	1,0086	1,0077	1,0081	1,0042	1,0024
fev/99	1,2889	1,1040	1,0913	1,1195	1,1309	1,1456	1,0938	1,0829
mar/99	1,0966	1,0950	1,0826	1,0760	1,0811	1,0897	1,0883	1,0752
abr/99	1,0443	1,0579	1,0546	1,0245	1,0324	1,0624	1,0638	1,0466
mai/99	0,9264	0,9276	0,9490	0,9342	0,9274	0,9266	0,9289	0,9454
jun/99	0,9558	0,9768	0,9816	0,9620	0,9601	0,9619	0,9733	0,9799
jul/99	0,9813	0,9827	0,9815	0,9847	0,9844	0,9869	0,9788	0,9782
ago/99	1,0785	1,0549	1,0381	1,0542	1,0575	1,0677	1,0550	1,0359
set/99	1,0048	1,0118	1,0197	1,0123	1,0130	1,0142	1,0114	1,0154
out/99	0,9630	1,0018	1,0043	1,0048	1,0056	1,0033	1,0007	1,0032
nov/99	0,9747	0,9947	0,9971	0,9841	0,9794	0,9794	0,9920	0,9958
todez/99	0,9652	0,9974	0,9978	0,9888	0,9866	0,9843	0,9956	0,9970
jan/00	0,8383	0,9972	0,9964	0,9969	0,9993	0,9943	0,9962	0,9960
fev/00	1,0431	0,9866	1,0079	0,9885	0,9788	0,9827	0,9833	1,0060
mar/00	1,2570	1,0757	1,0548	1,0742	1,0788	1,0940	1,0731	1,0460
abr/00	1,1031	1,1009	1,0811	1,0989	1,1181	1,1383	1,1179	1,0735
mai/00	0,9742	0,9671	0,9842	0,9865	0,9731	0,9728	0,9583	0,9797
jun/00	0,9818	0,9387	0,9630	0,9559	0,9425	0,9433	0,9292	0,9552
jul/00	1,0044	0,9941	1,0023	0,9912	0,9913	0,9847	0,9915	0,9983
ago/00	0,9324	0,9962	0,9969	1,0047	1,0076	1,0059	0,9915	0,9945
set/00	0,9653	0,9620	0,9777	0,9767	0,9714	0,9742	0,9516	0,9724
out/00	0,8465	0,9918	0,9955	0,9901	0,9725	0,9660	0,9822	0,9922
nov/00	0,9024	0,9790	0,9843	1,0065	0,9950	0,9954	0,9704	0,9812
dez/00	1,0138	0,9991	0,9974	1,0111	1,0116	1,0123	0,9963	0,9961
jan/01	1,1619	1,0256	1,0143	1,0164	1,0206	1,0320	1,0237	1,0101
fev/01	1,0273	1,0387	1,0489	1,0319	1,0321	1,0512	1,0396	1,0386
mar/01	1,2646	1,1658	1,1166	1,1707	1,1844	1,2482	1,1823	1,1016
abr/01	0,9630	1,0233	1,0208	1,0066	1,0029	1,0071	1,0229	1,0165
mai/01	0,8674	0,9246	0,9597	0,9044	0,8929	0,8880	0,9038	0,9545
jun/01	1,1420	1,0042	0,9999	1,0282	1,0121	1,0227	1,0003	0,9944
jul/01	1,0677	1,0314	1,0181	1,0477	1,0497	1,0540	1,0316	1,0160
ago/01	1,1098	1,0413	1,0255	1,0462	1,0531	1,0570	1,0422	1,0217
set/01	0,9029	0,9780	0,9829	0,9751	0,9693	0,9642	0,9725	0,9809
out/01	0,9065	0,9357	0,9683	0,9230	0,9142	0,9165	0,9274	0,9655
nov/01	0,9312	0,9997	0,9894	0,9942	0,9943	0,9973	0,9961	0,9843
dez/01	1,0874	0,9968	1,0136	0,9941	0,9960	1,0039	0,9933	1,0089
jan/02	1,0358	1,0063	1,0006	1,0278	1,0141	1,0195	1,0025	0,9963
fev/02	1,1100	1,0281	1,0339	1,0590	1,0407	1,0462	1,0216	1,0274
mar/02	1,1433	1,0857	1,0763	1,0590	1,0685	1,0905	1,0842	1,0674
Acumulado	1,7893	1,5029	1,5490	1,4983	1,3482	1,7107	1,2411	1,2449

Fonte: Gameiro (2003).

Tabela 5A_ Índices de fretes rodoviários mensais para a soja a granel de fevereiro de 1998 a março de 2002.
Tratamento 2: bases encadeadas

Hipótese	Logaritmo Paasche		Harmônico Laspeyres		Törnqvist		Theil	Vartia
	Eliminação	Suposição	Eliminação	Suposição	Eliminação	Suposição	Ambas	Ambas
mar/98	1,1331	1,1331	1,1374	1,1140	1,1272	1,1272	1,1242	1,1398
abr/98	1,0352	1,0352	1,2416	1,0348	1,0365	1,0365	1,0341	1,0409
mai/98	0,9408	0,9349	0,9604	0,9205	0,9329	0,9300	0,9361	0,9256
jun/98	1,0504	1,0495	1,0333	1,0333	1,0428	1,0423	1,0416	1,0427
jul/98	1,0015	1,0002	1,0029	0,9924	0,9977	0,9970	0,9977	0,9976
ago/98	1,0052	1,0059	1,0724	1,0002	1,0037	1,0041	1,0040	1,0043
set/98	0,9784	0,9776	1,0245	0,9779	0,9789	0,9785	0,9791	0,9781
out/98	0,9248	0,9223	0,9744	0,9276	0,9275	0,9262	0,9293	0,9251
nov/98	0,9410	0,9410	1,0310	0,9461	0,9444	0,9444	0,9455	0,9421
dez/98	0,9544	0,9552	0,9568	0,9502	0,9537	0,9541	0,9540	0,9534
jan/99	1,0102	1,0102	1,0134	1,0060	1,0089	1,0089	1,0082	1,0084
fev/99	1,1275	1,1538	1,1222	1,1222	1,1292	1,1423	1,1258	1,1455
mar/99	1,1022	1,1033	1,0862	1,0779	1,0916	1,0921	1,0884	1,0907
abr/99	1,0806	1,0926	1,1341	1,0242	1,0562	1,0621	1,0545	1,0620
mai/99	0,9275	0,9277	0,9555	0,9257	0,9286	0,9275	0,9293	0,9265
jun/99	0,9661	0,9647	0,9810	0,9582	0,9631	0,9624	0,9630	0,9621
jul/99	0,9894	0,9863	1,0124	0,9826	0,9869	0,9853	0,9872	0,9868
ago/99	1,0697	1,0738	1,1207	1,0558	1,0636	1,0656	1,0624	1,0678
set/99	1,0118	1,0203	1,0669	1,0124	1,0124	1,0166	1,0130	1,0138
out/99	1,0013	1,0054	1,1337	1,0050	1,0035	1,0055	1,0031	1,0034
nov/99	0,9798	0,9798	0,9927	0,9781	0,9796	0,9796	0,9797	0,9794
dez/99	0,9835	0,9826	1,0386	0,9858	0,9850	0,9846	0,9849	0,9844
jan/00	0,9912	0,9878	1,4327	0,9989	0,9953	0,9935	0,9953	0,9943
fev/00	0,9909	1,0091	1,0702	0,9776	0,9848	0,9938	0,9852	0,9826
mar/00	1,0816	1,1090	1,0985	1,0749	1,0802	1,0938	1,0761	1,0939
abr/00	1,1401	1,1526	1,2491	1,1144	1,1290	1,1352	1,1268	1,1386
mai/00	0,9754	0,9792	1,0334	0,9691	0,9742	0,9761	0,9746	0,9727
jun/00	0,9517	0,9583	0,9574	0,9371	0,9471	0,9504	0,9480	0,9435
jul/00	0,9784	0,9838	1,0318	0,9893	0,9848	0,9875	0,9857	0,9844
ago/00	1,0052	1,0050	1,1794	1,0031	1,0064	1,0063	1,0055	1,0063
set/00	0,9738	0,9746	0,9958	0,9674	0,9726	0,9730	0,9746	0,9735
out/00	0,9683	0,9683	1,2506	0,9668	0,9704	0,9704	0,9713	0,9659
nov/00	0,9935	0,9784	1,3606	0,9920	0,9942	0,9867	0,9953	0,9946
dez/00	1,0125	1,0105	1,0276	1,0093	1,0120	1,0110	1,0120	1,0123
jan/01	1,0304	1,0179	1,1646	1,0169	1,0255	1,0192	1,0244	1,0322
fev/01	1,0571	1,1079	1,2127	1,0274	1,0445	1,0693	1,0433	1,0512
mar/01	1,2257	1,3012	1,4054	1,1677	1,2049	1,2415	1,1982	1,2478
abr/01	1,0135	1,0248	1,1699	1,0000	1,0082	1,0138	1,0067	1,0077
mai/01	0,9071	0,9130	1,0017	0,8860	0,9000	0,9029	0,9013	0,8882
jun/01	1,0171	1,0152	1,1140	1,0075	1,0146	1,0136	1,0165	1,0211
jul/01	1,0539	1,0541	1,0829	1,0477	1,0518	1,0519	1,0510	1,0541
ago/01	1,0516	1,0525	1,0889	1,0516	1,0524	1,0528	1,0520	1,0570
set/01	0,9645	0,9611	1,1083	0,9672	0,9669	0,9652	0,9673	0,9643
out/01	0,9258	0,9287	0,9655	0,9113	0,9200	0,9214	0,9210	0,9163
nov/01	1,0009	0,9939	1,1529	0,9920	0,9976	0,9941	0,9975	0,9973
dez/01	1,0110	1,0639	1,0829	0,9939	1,0035	1,0294	1,0033	1,0040
jan/02	1,0234	1,0360	1,0481	1,0086	1,0187	1,0250	1,0185	1,0196
fev/02	1,0373	1,0565	1,0550	1,0342	1,0390	1,0486	1,0405	1,0450
mar/02	1,1027	1,1287	1,0925	1,0640	1,0855	1,0982	1,0816	1,0909
Acumulado	1,8283	2,4542	59,9691	1,1406	1,5719	1,8190	1,5478	1,7063

Fonte: Gameiro (2003).

Tabela 6A_ Índices de fretes rodoviários mensais para a soja a granel de fevereiro de 1998 a março de 2002.
Tratamento 3: bases encadeadas

Mês	Carli	Dutot	Lowe e derivadas		Törnqvist
	Eliminação		Sem redistribuição dos pesos	Com redistribuição dos pesos	Eliminação
mar/98	1,1083	1,1484	1,3995	1,0973	1,0858
abr/98	1,0254	0,9738	1,1171	1,0059	1,0012
mai/98	0,9079	0,9206	0,9036	0,9309	0,9405
jun/98	1,0375	1,0157	1,0018	1,0252	1,0235
jul/98	0,9890	0,9797	1,0438	0,9653	0,9682
ago/98	1,0223	1,0054	0,8928	1,0074	1,0073
set/98	0,9819	0,9920	0,9295	0,9707	0,9723
out/98	0,9260	0,9535	0,8453	0,9042	0,9097
nov/98	0,9691	1,0152	0,9208	0,9754	0,9771
dez/98	0,9881	1,0041	0,9761	1,0059	1,0058
jan/99	0,9996	0,9742	1,0305	0,9996	0,9996
fev/99	1,1346	1,0993	1,4120	1,1144	1,0982
mar/99	1,1111	1,1293	1,3061	1,1393	1,1276
abr/99	1,0479	1,0328	0,9077	1,0420	1,0350
mai/99	0,9508	0,9403	0,8282	0,9460	0,9500
jun/99	0,9762	0,9769	1,0447	0,9768	0,9775
jul/99	0,9892	0,9698	0,9598	0,9653	0,9687
ago/99	1,0408	1,0296	1,0565	1,0560	1,0503
set/99	1,0339	1,1256	0,9805	1,0270	1,0249
out/99	1,0072	1,1013	1,2398	1,0032	1,0025
nov/99	0,9832	0,9505	0,8871	0,8813	0,8817
dez/99	1,0123	1,0326	0,9955	1,0721	1,0704
jan/00	0,9667	0,8976	0,8171	0,8195	0,8076
fev/00	0,9903	1,0210	1,0264	0,9863	0,9879
mar/00	1,1163	1,0340	1,6262	1,1537	1,1210
abr/00	1,0930	1,1071	1,1227	1,1165	1,1056
mai/00	0,9705	0,9750	0,8192	0,9562	0,9609
jun/00	1,0144	0,9662	0,9860	0,9320	0,9379
jul/00	0,9879	0,9319	1,0241	0,9887	0,9897
ago/00	0,9987	0,9965	0,7955	0,9928	0,9941
set/00	0,9804	0,9561	0,9414	0,9536	0,9555
out/00	0,9931	1,0276	0,8265	0,9745	0,9775
nov/00	0,9955	0,9855	0,8494	1,0674	1,0636
dez/00	1,0060	0,9618	0,8189	0,9619	0,9654
jan/01	1,0118	1,0499	1,8388	1,0178	1,0100
fev/01	1,0632	1,0597	1,0607	1,0744	1,0663
mar/01	1,2231	1,2746	1,5427	1,2643	1,2002
abr/01	1,0133	0,9956	0,9372	0,9900	0,9910
mai/01	0,9552	0,9025	0,7655	0,9366	0,9465
jun/01	0,9959	0,9607	1,2304	0,9896	0,9912
jul/01	1,0444	1,0374	1,0523	1,0355	1,0343
ago/01	1,0505	1,0301	1,2206	1,0636	1,0540
set/01	0,9797	0,9753	0,8927	0,9547	0,9565
out/01	0,9887	1,0005	1,0290	1,0636	1,0709
nov/01	1,0003	0,9267	0,8639	1,0033	1,0031
dez/01	1,0040	1,0505	0,9677	0,9916	0,9932
jan/02	1,0233	1,0357	0,9691	1,0152	1,0139
fev/02	1,0526	1,0229	1,1157	1,0583	1,0554
mar/02	1,0558	1,0800	1,2284	1,0529	1,0445
Acumulado	2,0982	1,6820	2,8722	1,4843	1,3086

Fonte: Gameiro (2003).

Tabela 7A_ Índices de fretes rodoviários mensais para a soja a granel de fevereiro de 1998 a março de 2002.
Tratamento 4: bases encadeadas

Mês	Lowe		Tornquist (MOD)	Theil (MOD)	Vartia II (MOD)
	(MOD)	(Sifreca)			
mar/98	1,2077	1,2038	1,2096	1,2096	1,2096
abr/98	0,9913	0,9838	0,9953	0,9953	0,9953
mai/98	0,9233	0,9181	0,9264	0,9264	0,9264
jun/98	1,0310	1,0198	1,0384	1,0384	1,0384
jul/98	1,0100	1,0113	1,0090	1,0090	1,0090
ago/98	1,0226	1,0177	1,0263	1,0263	1,0263
set/98	1,0043	1,0029	1,0054	1,0054	1,0054
out/98	0,9353	0,9255	0,9432	0,9432	0,9432
nov/98	0,9691	0,9883	0,9515	0,9515	0,9514
dez/98	0,9780	0,9997	0,9624	0,9624	0,9623
jan/99	1,0146	1,0174	1,0132	1,0132	1,0132
fev/99	1,1320	1,1382	1,1290	1,1290	1,1290
mar/99	1,0701	1,0610	1,0738	1,0738	1,0738
abr/99	1,0491	1,0438	1,0518	1,0518	1,0518
mai/99	0,9189	0,9229	0,9167	0,9167	0,9167
jun/99	0,9577	0,9625	0,9553	0,9553	0,9553
jul/99	1,0172	1,0223	1,0149	1,0149	1,0149
ago/99	1,0509	1,0404	1,0552	1,0552	1,0552
set/99	0,9996	0,9922	1,0033	1,0033	1,0033
out/99	1,0301	1,0324	1,0288	1,0288	1,0288
nov/99	0,9825	0,9712	0,9888	0,9888	0,9888
dez/99	1,0688	1,0750	1,0646	1,0646	1,0646
jan/00	0,9777	0,9404	1,0006	1,0006	1,0006
fev/00	0,9913	1,0092	0,9736	0,9736	0,9736
mar/00	1,0453	1,0546	1,0377	1,0377	1,0377
abr/00	1,0836	1,0854	1,0822	1,0822	1,0822
mai/00	0,9747	0,9833	0,9687	0,9687	0,9687
jun/00	0,9448	0,9517	0,9406	0,9406	0,9406
jul/00	1,0225	1,0232	1,0221	1,0221	1,0221
ago/00	0,9515	0,9413	0,9570	0,9570	0,9570
set/00	1,0183	1,0253	1,0139	1,0139	1,0139
out/00	0,9519	0,9355	0,9613	0,9613	0,9613
nov/00	0,9788	0,9773	0,9800	0,9800	0,9800
dez/00	1,0075	1,0031	1,0108	1,0108	1,0108
jan/01	1,0712	1,0822	1,0624	1,0624	1,0624
fev/01	1,0411	1,0511	1,0341	1,0341	1,0341
mar/01	1,2349	1,2292	1,2384	1,2384	1,2384
abr/01	0,9669	0,9543	0,9751	0,9751	0,9751
mai/01	0,8905	0,8890	0,8916	0,8916	0,8916
jun/01	1,0263	1,0384	1,0167	1,0167	1,0167
jul/01	1,0557	1,0603	1,0525	1,0525	1,0525
ago/01	1,0346	1,0372	1,0329	1,0329	1,0329
set/01	0,9715	0,9698	0,9725	0,9725	0,9725
out/01	0,9240	0,9166	0,9286	0,9286	0,9286
nov/01	1,0442	1,0694	1,0264	1,0264	1,0264
dez/01	1,0388	1,0384	1,0391	1,0391	1,0391
jan/02	1,0065	1,0147	1,0026	1,0026	1,0026
fev/02	1,0409	1,0430	1,0401	1,0401	1,0401
mar/02	1,0562	1,0447	1,0605	1,0605	1,0605
Acumulado	1,7838	1,7670	1,7610	1,7610	1,7610

Fonte: Gameiro (2003).