

Produção industrial – sugestão metodológica para a elaboração de índices e aplicações

REGIS BONELLI *

1 — Introdução

As notas seguintes têm por objetivo apresentar de forma detalhada uma nova metodologia para a construção de índices de volume físico da produção industrial, bem como os resultados da aplicação desta metodologia às informações disponíveis sobre a Indústria de Transformação Brasileira no período 1965/69. Incluímos ainda no que se segue alguns comentários sobre problemas conceituais relacionados à construção de números-índices, dados brutos utilizados e fontes de erro mais prováveis, na suposição de que a melhor forma de julgar os resultados obtidos consiste em, antes de mais nada, avaliar a adequação e correção do método de elaboração e natureza da matéria-prima estatística utilizados.

A rigor, o método proposto é “novo” apenas na medida em que difere do usualmente adotado, que consiste em estimar diretamente as variações no *quantum* produzido através de um índice de volume físico da produção. Como se verá mais adiante, há indicações razoavelmente seguras de que, a julgar pelas informações atualmente disponíveis empregadas neste trabalho, o índice de quantidade obtido pelo deflacionamento da série de produção em termos correntes por um índice de preços de produtos industriais produz resultados mais confiáveis que os baseados no procedimento mais usual.

Preferimos, no entanto, descrever o procedimento que levou a esta conclusão de uma forma indireta. Em vez de colocar direta-

* Do Instituto de Pesquisas do IPEA.

mente a pergunta — Que procedimento (deflacionamento ou estimativa direta) merece mais confiança? — optamos por descrever as etapas que orientaram a elaboração do trabalho à medida que dúvidas foram surgindo e o método direto de cálculo foi sendo, concomitantemente, questionado. As seções finais descrevem os testes propostos para avaliar a adequação ou não do método de deflacionamento aos diversos gêneros industriais quando comparado com o método do cálculo direto, bem como os respectivos resultados.

2 — Fontes de dados

As informações estatísticas básicas utilizadas foram as das pesquisas “Produção Industrial”, coletadas pelo Departamento de Estatísticas Industriais, Comerciais e de Serviços (DEICOM), da Fundação IBGE, relativos aos anos de 1966 a 1969; o primeiro volume apresenta ainda dados de produção física referentes a 1965. Estas pesquisas constituem valiosa fonte de informações, particularmente no que diz respeito à parte de “Produção Física”, onde são relacionados a quantidade produzida e o Valor da Produção (VP) de cerca de 500 produtos da Indústria de Transformação. Essa lista que é, seguramente, a mais completa de que se pode atualmente dispor para a elaboração de índices de volume físico e preços da produção industrial, ao que parece ainda não foi utilizada para todos os anos do período 1965/69 com esta finalidade. Os produtos nela incluídos são classificados segundo 17 gêneros de indústria (2 dígitos na classificação do IBGE). Estes foram, portanto, os ramos para os quais se construíram os índices, objeto destas notas.

Os volumes da “Produção Industrial” apresentam ainda dados de Valor da Produção (VP) por gêneros de indústria, obtidos através de amostragem que cobre aproximadamente 90% do VP total de cada gênero, sendo que a amostra não é expandida. O quociente da divisão entre o VP dos produtos e o VP do gênero respectivo — aqui definido como a “cobertura da amostra de produtos” — é superior a 50% em quase todos os casos. Esta cobertura em valor é, vale notar uma vez mais, a mais elevada que se pode obter com as informações atualmente disponíveis. De fato, em nenhum outro período se pode dispor de amostras (comparáveis) de produtos com

representatividades tão elevadas como estas. Os volumes da “Produção Industrial” parecem constituir, portanto, a melhor fonte de informações para a elaboração de índices de produção e preços industriais.

3 — Correções e ajustamentos

Ainda assim, cinco tipos de correções e ajustamentos foram feitos nos dados originais do DEICOM com o objetivo de complementar, tornar comparável e/ou mais manuseável a massa de informações de produção física.

A primeira destas correções consistiu na utilização de informações extras sobre a produção física (quantidade) fornecidas por sindicatos e outros órgãos de classe, de modo a complementar os dados da “Produção Industrial” nos seguintes gêneros:

Minerais não-Metálicos — Sindicato Nacional da Indústria de Cimento; produção de Cimento Portland tipos Comum, Alto-Forno e Branco.

Metalúrgica — Instituto Brasileiro de Siderurgia (IBS); produção de Gusa, Aço em Lingotes, Laminados Planos e Fio-máquina.

Material de Transporte — ANFAVEA; produção da Indústria Automobilística segundo cinco grandes grupos de produtos.

Borracha — Superintendência da Borracha; produção de pneumáticos e câmaras de ar.

Em todos os casos relacionados acima foram mantidos os Valores Médios Unitários obtidos da pesquisa do DEICOM que, como se verá mais adiante, identificamos ao preço FOB — fábrica dos diversos produtos. A substituição dos dados originais pelos das associações de classe não altera de modo significativo os resultados, mas representa uma melhoria na qualidade das informações básicas.

Os quatro ajustamentos restantes se referem à seleção dos produtos que compõem os índices. Assim, excluímos em primeiro lugar todos os produtos que apresentaram um VP de reduzida expressão em todos os anos do período 1965/69, uma vez que sua inclusão tornaria

apenas mais trabalhosa a elaboração dos índices. Em segundo lugar, foram excluídos os itens onde, a julgar pela variação no número de informantes, parece ter havido uma modificação substancial no painel da amostra. Apenas dois produtos (gênero Minerais não-Metálicos) foram excluídos por este critério, dentre os que passaram pelo teste anterior. Em terceiro lugar, excluímos os produtos onde houve uma descontinuidade na amostra por dois anos consecutivos quaisquer. Em geral, estes são também itens de reduzida expressão.

O último critério de exclusão, finalmente, merece ser tratado com mais detalhe. Idealmente, um índice de volume físico deveria ser construído utilizando os mesmos produtos em dois anos adjacentes (caso dos índices de base móvel) ou em todos os anos da série (caso daqueles de base fixa). Na prática, este é o caso dos bens aproximadamente homogêneos como, por exemplo, a maior parte dos produtos químicos. Nestes casos, a especificação da lista do DEICOM é suficiente para que se caracterize perfeitamente o produto em questão, havendo, portanto, razoável segurança de que o item pesquisado é o mesmo em todos os anos da série. Que fazer, no entanto, nos casos em que a especificação não é suficiente para caracterizar inequivocamente o produto? Referimo-nos aqui, muito especialmente, ao caso de alguns bens de capital. Há indicações de que (no gênero Mecânica, por exemplo) diversos produtos tiveram suas características substancialmente alteradas, apesar de mantido o nome ou especificação respectiva em todos os anos da série. Como parece óbvio, o bom senso indica que tais itens devem ser excluídos do cálculo do índice, pois do contrário estaríamos comparando variações temporais de *quantum* e preços de grupos de bens qualitativamente distintos. Restaria apenas determinar um critério que permitisse detectar e excluir estes itens. O critério adotado baseia-se nas variações do Valor Médio Unitário (VMU) — isto é, aquele que resulta da divisão do VP de um determinado produto pela respectiva quantidade produzida — entre dois anos adjacentes. Com este critério foram excluídos os produtos cujas variações do VMU produziram taxas consideradas praticamente inviáveis face às variações médias de preços do gênero no período em questão. Este critério é, evidentemente, arbitrário; a escolha de “margens aceitáveis” para as taxas de variações envolve um juízo de valor em relação ao qual não há necessariamente consenso. No entanto, esta

foi a única forma encontrada para lidar com o problema. Na Mecânica, por exemplo (o único gênero substancialmente afetado por este critério), foram excluídos todos os produtos que apresentaram taxas de variação do VMU entre dois anos consecutivos superiores a 100%, ou negativas. O número de produtos que passaram por este teste em todos os anos da série foi tão pequeno em relação à lista inicial que optamos por abandonar o método de base fixa neste caso. Trabalhando com índices de base móvel foi possível aumentar não só o número de itens, mas também, como é óbvio, a cobertura da amostra. O Quadro 1 apresenta o número de produtos e cobertura da amostra por gêneros da indústria.

4 — Metodologia

A elaboração de séries de índices envolve ainda diversas opções metodológicas. Inicialmente, há a escolha da fórmula algébrica a ser utilizada. Optamos, no caso presente, pelos índices de volume físico Laspeyres e de preços Paasche, o que representa o procedimento mais usual. Esta escolha tem ainda a vantagem de que o produto das séries de *quantum* e preços assim construídas é igual à série de produção em valores correntes — com a ressalva feita mais adiante.

A opção seguinte é mais delicada: refere-se à escolha entre índices de base fixa ou móvel (em cadeia). A principal vantagem destes últimos é a “facilidade de inclusão de novos produtos, já que somente a comparação entre anos adjacentes é requerida; além disso, o sistema de ponderações móveis compensa tendências associadas com a utilização de ponderações fixas de anos iniciais da série”.¹ No caso presente, entretanto, a primeira destas vantagens não é aproveitada porque a lista de produtos do DEICOM é praticamente a mesma em todos os anos da série; isto é, não há “novos produtos”. A segunda vantagem apresenta especial relevância quando se trata de séries temporais cobrindo períodos relativamente longos. Neste caso, o uso de base fixa num ano remoto pode viesar os índices em anos recentes devido às modificações substanciais que

¹ Vide A. Fishlow e V. Fonseca, “Bases Estatísticas para o Planejamento Geral”, *Revista de Finanças Públicas* (agosto de 1968).

usualmente se verificam na estrutura produtiva da maior parte dos ramos de indústria, modificações estas reveladas pelas acentuadas mudanças nas ponderações de diversos produtos num mesmo gênero de indústria.² No caso presente, entretanto, as séries estatísticas cobrem um período relativamente curto, o que indica que a tendência acima mencionada deve ter tido pouca, se alguma, relevância.

Os índices em cadeia, por outro lado, apresentam a óbvia desvantagem de que a comparação entre dois anos só pode ser claramente interpretada se estes forem consecutivos, pois somente neste caso serão identicamente ponderados.

QUADRO 1

Número de Produtos Utilizados na Construção dos Índices e Cobertura da Amostra — 1965/69

Gêneros	N.º de produtos	Cobertura (%)				
		1965	1966	1967	1968	1969
Miúnerais não-Metálicos.....	15	43,4	45,9	45,5	42,6	43,0
Metalúrgica.....	35	62,0	58,9	62,3	62,2	64,3
Mecânica*.....	90, 37, 57, 54	54,8 —	56,7	27,5 — 28,3	53,5 — 60,0	63,1 — 61,3
Material Elétrico.....	34	49,5	55,8	55,6	56,6	56,3
Material de Transporte.....	14	51,9	55,8	57,3	58,9	59,2
Madeira.....	6	62,2	65,3	69,3	72,9	74,5
Mobiliário.....	9	27,9	30,4	36,9	39,1	41,0
Papel e Papelão.....	12	57,9	65,8	68,6	67,9	66,4
Borracha.....	2	61,5	60,7	68,1	60,8	57,8
Couros e Peles.....	7	62,2	68,3	66,0	68,5	66,0
Química.....	72	69,6	67,6	70,3	70,5	72,0
Perfumaria, Sabões e Velas.....	4	43,6	48,4	46,7	46,1	57,1
Têxtil.....	12	40,8	45,9	48,9	49,5	49,2
Vestuário e Calçados	9	55,8	60,4	61,5	67,6	68,2
Alimentos**.....	29	43,9 — 45,3	35,6	34,6	35,2	35,1
Bebidas.....	8	79,2	82,6	81,3	82,7	82,0
Fumo.....	4	90,9	90,9	93,4	99,3	99,9

FONTE: *Vide texto.*

* Índices de base móvel; os dados se referem às quatro amostras.

** Duas amostras; uma para 1965/66 e outra para 1966/69.

² E mais: “quando os preços têm correlação negativa com quantidades, ponderações de anos iniciais da série produzirão taxas de crescimento mais altas do que ponderações de anos mais recentes”. *Ibid.*, p. 11.

Estas considerações sugeriram que se adotasse o critério de base fixa. Quanto à escolha do ano-base os dados disponíveis cobrem os anos 1965/69, mas, como o primeiro destes foi, caracteristicamente, um ano de recessão para alguns gêneros de indústria, preferimos adotar 1966 como ano-base. Este foi também o ano inicial das pesquisas de "Produção Industrial", apresentando estimativas de VP por gêneros com elevada cobertura em relação ao universo, não disponíveis em 1965.³ Estas estimativas desempenham um papel fundamental no cálculo dos índices, como se verá mais adiante.

O restante desta seção se ocupa da formulação algébrica do que se poderia chamar a "correção dos índices Laspeyres de *quantum*", segundo determinadas hipóteses explicitadas a seguir.

Partimos da identidade (1) abaixo, que expressa, durante um ano ou período de tempo t , que o Valor da Produção Total de um determinado gênero industrial j é decomposto em duas parcelas; a primeira refere-se ao Valor da Produção dos itens (produtos) incluídos na amostra do DEICOM, e a segunda ao dos produtos não pesquisados por esse Departamento.

$$\sum_{i=1}^n P_{jit} Q_{jit} = \sum_{i=1}^m p_{jit}^* q_{jit}^* + \sum_{i=m+1}^n p_{jit}^{**} q_{jit}^{**} \quad (1)$$

onde: P_{jit} é o valor médio unitário (aqui identificado como o preço "FOB-fábrica") do produto i no ano t .

Q_{jit} é a quantidade produzida respectiva.

n é o número de produtos fabricados pelo gênero industrial j (desconhecido).

m é o número daqueles pesquisados pelo DEICOM.

$n-m$ é o número de produtos para os quais não se dispõe de informações individuais de quantidade e preço (embora se conheça, anualmente, sua participação percentual no Valor da Produção Total do Gênero).

³ As estimativas do VP segundo gêneros em 1965, comparáveis às dos anos seguintes, foram feitas com base no *Valor das Vendas* do Registro Industrial - 1965, aplicando-se a estes os coeficientes de participação percentual dos estabelecimentos informantes do Valor das Vendas, conforme os coeficientes na nota introdutória da "Produção Industrial - 1966", vol. I.

No desenvolvimento algébrico que se segue suprimem-se os sub-índices j e i , ficando entendido que os somatórios se referem aos grupos de produtos pesquisados, não pesquisados e total através, respectivamente, das notações com letras minúsculas com um asterisco, letras minúsculas com dois asteriscos, e maiúsculas, como na expressão (1).

Se se desejasse, por exemplo, construir um índice de *quantum* tipo Laspeyres de base fixa,⁴ como nestas notas, a fórmula a ser usada seria dada por

$$I_{Q,t}^L = \frac{\sum P_o Q_t}{\sum P_o Q_o} \quad (2)$$

No entanto, o numerador da expressão acima não pode ser calculado, pois não são conhecidas informações individuais de preço e quantidade para a *totalidade* dos produtos nos anos o e t , separadamente.

O que usualmente se faz é considerar que amostra de produtos disponível é representativa e estimar o índice de *quantum* no ano t usando a expressão

$$I_{q^*,t}^L = \frac{\sum p_o^* q_t^*}{\sum p_o^* q_o^*} \quad (3)$$

Supõe-se assim, explicitamente, que a evolução da produção física do grupo de produtos para o qual se dispõe de informações seja idêntica à do universo, isto é, todos os produtos do gênero.

Como parece óbvio, isto não é necessariamente verdadeiro. Duas ordens de fatores (eventualmente entre si relacionadas) podem contribuir para que os índices calculados, utilizando as expressões (2) e (3), divirjam; em primeiro lugar, a pouca representatividade dos produtos pesquisados em um dado gênero — no sentido da “cobertura da amostra de produtos” — pode contribuir para que os índices (2) e (3) apresentem evoluções temporais não coincidentes. Em segundo lugar, a representatividade dos produtos da amostra — no sentido desta incluir aqueles cuja evolução não reflita as ca-

⁴ No que diz respeito à correção sugerida o problema é inteiramente análogo se se trata de um índice de base móvel.

racterísticas “médias” da produção total do gênero industrial — pode subestimar ou superestimar as variações reais ocorridas.⁵ Suponhamos, para exemplificar, (com exagero) que se pense em construir um índice de *quantum* para o gênero Material de Transporte, utilizando apenas dados de produção física de Automóveis para Passageiros. Em que pese a elevada participação destes produtos no gênero (incluindo as indústrias produtoras de autopeças para automóveis) é razoável supor que, para o período recente, o crescimento do índice assim construído superestime o crescimento real do gênero. Uma indicação de que isto pode ocorrer é dada pelo ganho de participação do Valor da Produção dos itens pesquisados no total do gênero ao longo do tempo. Ou, em outras palavras, por uma contínua elevação na “cobertura” da amostra, no sentido que aqui estamos emprestando ao termo.

O exercício seguinte constitui uma tentativa de estimar o índice $I_{Q,t}^L$ da fórmula (2), baseando-se em $I_{q^*,t}^L$ e numa única hipótese. Testes e discussão sobre a adequação desta hipótese a casos e gêneros industriais específicos serão discutidos mais adiante.

Definimos a cobertura da amostra de produtos no ano t como sendo

$$k_t = \frac{\sum p_t^* q_t^*}{\sum P_t Q_t} \quad (4)$$

isto é, a participação do Valor da Produção dos itens da amostra no total do gênero. Dividindo a cobertura no ano t pela cobertura no ano-base resulta

$$\frac{k_t}{k_o} = \frac{\frac{\sum p_t^* q_t^*}{\sum P_t Q_t}}{\frac{\sum p_o^* q_o^*}{\sum P_o Q_o}} = \frac{\sum p_t^* q_t^*}{\sum p_o^* q_o^*} \cdot \frac{\sum P_o Q_o}{\sum P_t Q_t} \quad (5)$$

⁵ Este problema já havia sido notado por E. Bacha em relação aos gêneros e produtos “que sofreram as ondas de substituição de importação nos anos 50”. Vide “Algumas Dificuldades de Interpretação dos Dados sobre a Indústria de Transformação nas Contas Nacionais”, *Pesquisa e Planejamento*, Volume 1, n.º 2 (dezembro de 1971), especialmente pp. 371, 372.

A primeira parte do lado direito da expressão anterior pode ser escrita como

$$\frac{\sum p_t^* q_t^*}{\sum p_o^* q_o^*} = \frac{\sum p_o^* q_t^*}{\sum p_o^* q_o^*} \cdot \frac{\sum p_t^* q_t^*}{\sum p_o^* q_t^*} = I_{q^*,t}^L \cdot I_{p^*,t}^P$$

onde $I_{p^*,t}^P$ é um índice de preços tipo Paasche, construído com os dados da amostra; $I_{q^*,t}^L$ foi definido em (3). A expressão (5) com esta modificação passa a ser

$$\frac{k_t}{k_o} = I_{q^*,t}^L \cdot I_{p^*,t}^P \cdot \frac{\sum P_o Q_o}{\sum P_t Q_t} \quad (6)$$

multiplicando e dividindo o lado direito por

$$\sum P_o^* Q_t = \sum p_o^* q_t^* + \sum p_o^{**} q_t^{**}$$

e notando que

$$\frac{\sum P_o Q_o}{\sum P_o Q_t} = \frac{1}{I_{Q,t}^L}$$

a expressão (6) pode ser escrita

$$\frac{k_t}{k_o} = [\sum p_o^* q_t^* + \sum p_o^{**} q_t^{**}] \times I_{q^*,t}^L \cdot I_{p^*,t}^P \cdot \frac{1}{\sum P_t Q_t \times I_{Q,t}^L}$$

$$\text{ou } I_{Q,t}^L = \frac{k_o}{k_t} \cdot \frac{I_{q^*,t}^L}{\sum P_t Q_t} [\sum p_o^* q_t^* \times I_{p^*,t}^P + \sum p_o^{**} q_t^{**} \times I_{p^*,t}^P] \quad (7)$$

Note-se que o primeiro termo entre parênteses pode ser simplificado para

$$\sum p_o^* q_t^* I_{p^*,t}^P = \sum p_o^* q_t^* \frac{\sum p_t^* q_t^*}{\sum p_o^* q_t^*} = \sum p_t^* q_t^*$$

Quanto ao segundo termo entre parênteses em (7), se supusermos que a evolução média de preços (estimada por um índice de Paasche) dos produtos incluídos na amostra é idêntica à dos produtos não pesquisados — e, portanto, idêntica à média global do gênero industrial — isto é, que

$$I_{p^*,t}^P = I_{p^{**},t}^P = \frac{\sum p_t^{**} q_t^{**}}{\sum p_o^{**} q_t^{**}} \quad (8)$$

substituindo (8) em (7) e simplificando, obteremos

$$I_{Q,t}^L = \frac{k_o}{k_t} \frac{I_{Q^*,t}^L}{\sum P_t Q_t} [\sum p_t^* q_t^* + \sum p_t^{**} q_t^{**}]$$

Finalmente, lembrando que — segundo (1) — a expressão entre parênteses é idêntica a $\sum P_t Q_t$, segue-se que

$$I_{Q,t}^L = I_{Q^*,t}^L \frac{k_o}{k_t} \quad (9)$$

Em palavras: o índice Laspeyres de *quantum* para o gênero industrial como um todo é construído a partir do mesmo índice elaborado com os produtos da amostra, multiplicado pelo quociente da divisão entre a cobertura da amostra no ano-base e no ano t .

Este resultado, visto à luz da hipótese crucial expressa em (8), torna-se intuitivamente óbvio, pois se, em média, os preços dos produtos incluídos e não incluídos na amostra variam na mesma proporção — obviamente, idêntica à do gênero como um todo — as alterações na cobertura da amostra indicam que o volume físico dos produtos da amostra evoluiu de forma diferente do volume físico dos produtos não pesquisados. A expressão (9) visa a corrigir a distorção que seria introduzida pelo uso de $I_{Q^*,t}^L$ neste caso.

Pelo que foi dito até aqui, é fácil concluir que o método proposto pode ser também justificado de outra forma: de fato, a simples substituição das expressões (2), (3) e (4) em (9) revela que o mesmo índice $I_{Q,t}^L$ pode ser obtido pelo deflacionamento da variação *nominal* do Valor da Produção *total* do gênero por um índice de preços tipo Paasche, elaborado com os produtos da amostra. Com efeito,

$$\begin{aligned} \frac{\sum P_o Q_t}{\sum P_o Q_o} &= \frac{\sum p_o^* q_t^*}{\sum p_o^* q_o^*} \frac{\frac{\sum p_o^* q_o^*}{\sum P_o Q_o}}{\frac{\sum p_t^* q_t^*}{\sum P_t Q_t}} = \frac{\frac{\sum P_t Q_t}{\sum P_o Q_o}}{\frac{\sum p_t^* q_t^*}{\sum p_o^* q_t^*}} = \\ &= \frac{\sum P_t Q_t}{\sum P_o Q_o} \div I_{p^*,t}^P \end{aligned}$$

Portanto, a diferença básica entre o método usual e o aqui sugerido é que, no primeiro caso, supõe-se que a evolução do *quantum* produzido, estimada com os dados da amostra, espelha a evolução do gênero com um todo. No segundo caso, supõe-se que a variação média de *preços* dos produtos da amostra é idêntica à do gênero; o índice de *quantum* resultante é também do tipo Laspeyres, só que agora obtido implicitamente.

É fácil constatar também que o produto da série de índices de quantidade Laspeyres pela de preços Paasche construídas com os dados da amostra, só será igual à série em valores correntes se a cobertura da amostra não variar ao longo do tempo.

Pode-se explorar a questão da variação na cobertura da amostra de outra forma, através do caso seguinte: Suponhamos, por exemplo, que a cobertura aumentou entre dois anos consecutivos. Logicamente, isto se deu porque

- ou (a) a quantidade dos produtos na amostra aumentou, em média, relativamente mais que a dos produtos não pesquisados, enquanto
 - (a.1) os preços dos produtos na amostra evoluíram, em média, à mesma taxa que os dos produtos não pesquisados;
 - (a.2) *idem*, a uma taxa menor que a dos produtos não pesquisados;

- ou (b) o índice de preços dos produtos na amostra elevou-se relativamente mais que o dos produtos não pesquisados, enquanto
 - (b.1) o *quantum* amostral evoluiu à mesma taxa que o dos produtos não pesquisados;
 - (b.2) *idem*, a uma taxa menor que a dos produtos não pesquisados;

ou (c) ambos, preços e quantidades, cresceram a taxas relativamente mais elevadas na amostra, sendo que

(c.1) ou os preços na amostra cresceram, em relação ao universo, menos que as quantidades,

(c.2) ou o *quantum* da amostra cresceu, em relação ao universo, menos que os preços.

Obviamente, a correção sugerida — ou, o que é a mesma coisa, o deflacionamento das séries a preços correntes — fornece a estimativa correta no caso (a.1), enquanto o método usual supõe que (b.1) realmente ocorreu. Em todos os demais casos os dois métodos apresentam estimativas viesadas. No entanto, o viés é relativamente menor se (a.2) ou (c.1) ocorreu e o método de deflacionamento é usado; (b.2) ou (c.2) ocorreu e o cálculo direto é utilizado, isto é, se $k_t > k_0$, como no exemplo que estamos tratando, segue-se que

$$\frac{I_{q,t}^L}{I_{Q,t}^L} \frac{I_{p,t}^P}{I_{P,t}^P} > 1 \quad (10)$$

As conclusões acima derivam diretamente desta expressão.⁶

Na prática, entretanto, é impossível distinguir diretamente cada um dos diversos casos acima assinalados, uma vez que a expressão (10) contém 2 incógnitas

$$(I_{Q,t}^L \text{ e } I_{P,t}^P).$$

Para decidir que método usar devemos recorrer a algum critério, cuja escolha é arbitrária por não haver necessariamente uma forma correta *a priori*. Evidentemente, o critério de decisão deve ser baseado nos dados disponíveis e testável, isto é, tal que permita inferências em relação ao universo a partir dos dados da amostra. Recoloca-se aqui, portanto, de forma levemente modificada, a pergunta formulada anteriormente: Que método fornece estimativas mais fidedignas? Vista deste ângulo, a questão é transportada para o terreno da *precisão* das estimativas, o que requereria o uso de testes estatís-

⁶ O caso $k_t < k_0$ pode ser tratado de forma semelhante.

ticos convencionais. O teste que propomos é simples: dispondo, para cada gênero de indústria, das taxas anuais de variação de quantidade e preços dos produtos que o compõem, bem como de suas respectivas médias — isto é, as taxas de variação anuais dos índices Laspeyres de *quantum* e Paasche de preços, respectivamente — estimamos o desvio-padrão destas taxas de variação em torno das médias de preços e *quantum*, separadamente. O quociente da divisão do desvio-padrão pela média respectiva — o coeficiente de variação — é uma medida da dispersão relativa das distribuições de preços e quantidades. Portanto, quanto menor o coeficiente de variação, mais concentrada será a distribuição em torno da média e, conseqüentemente, mais precisa a estimativa. Assim, o critério de escolha entre os métodos alternativos baseia-se no coeficiente de variação acima definido: se este for menor para as distribuições das variações anuais de preços que para as de quantidades, ficará evidenciado que o índice Paasche de preços é mais fidedigno que o Laspeyres de *quantum*. Conseqüentemente, optaremos pelo deflacionamento da série a preços correntes para se chegar ao índice (implícito) de volume físico da produção. Caso contrário, aceita-se o índice de *quantum* calculado diretamente. O teste consiste, portanto, em confrontar os coeficientes de variação das distribuições anuais de preços e quantidades.

5 — Resultados e testes

Antes de apresentar os resultados dos testes acima descritos, os Quadros 2 e 3 mostram, respectivamente, os índices de base fixa Laspeyres de *quantum* e Paasche de preços por gêneros de indústria, bem como a média total. Esta foi obtida pela ponderação dos índices por gêneros, tendo sido utilizados como pesos as percentagens no Valor Adicionado em 1966.⁷ Como assinalado anteriormente, o produto das duas séries de índices *não* é igual à série em valores correntes devido às variações na cobertura da amostra (*vide* Quadro 1).

⁷ Conforme *Contas Nacionais do Brasil: Vol. II — Quadros Estatísticos*, 1.^a edição (Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Economia, Centro de Contas Nacionais, Fundação Getúlio Vargas, 1972), Quadro 9.

QUADRO 2

*Índices de Quantum Laspeyres, Segundo Gênero de Indústria
1965/69*

Base fixa: 1966 = 100,0

Gêneros	Anos			
	1965	1967	1968	1969
Minerais não-Metálicos.....	87,8	98,7	116,4	128,0
Metalúrgica.....	81,5	105,3	130,6	144,3
Mecânica*.....	80,2	100,7	139,5	150,1
Material Elétrico.....	78,0	111,1	144,7	156,9
Material de Transporte.....	81,3	96,8	125,1	153,1
Madeira.....	83,2	102,9	126,3	150,8
Mobiliário.....	80,9	106,5	119,8	125,7
Papel.....	82,0	117,7	126,9	140,3
Borracha.....	77,8	108,8	125,0	131,3
Couros.....	96,5	103,2	120,6	116,6
Química.....	85,0	104,4	123,5	142,9
Prod. de Perfumaria, Sabões e Velas..	81,9	114,2	121,7	143,3
Têxtil.....	90,0	97,6	123,0	127,7
Vestuário e Calçados.....	90,9	100,8	116,5	122,5
Produtos Alimentares.....	95,1	109,0	119,2	134,9
Bebidas.....	85,6	92,5	101,3	109,3
Fumo.....	106,7	107,4	114,1	119,0
TOTAL.....	86,1	103,9	124,6	138,7

FORTE: *Produção Industrial*, IBGE/DEICOM, Produção Física, 1966/69, *vide* texto.

* Base móvel.

QUADRO 3

*Índices de Preços Paasche, Segundo Gênero de Indústria
1965/69*

Base fixa: 1966 = 100,0

Gêneros	Anos			
	1965	1967	1968	1969
Minerais não-Metálicos.....	76,2	133,4	167,6	193,7
Metalúrgica.....	81,6	113,9	140,9	177,2
Mecânica*.....	78,3	137,8	181,1	230,3
Material Elétrico.....	77,9	112,1	134,1	160,9
Material de Transporte.....	78,5	120,2	136,0	158,4
Madeira.....	73,7	116,8	171,9	208,0
Mobiliário.....	77,2	144,1	197,1	248,2
Papel.....	71,7	136,3	151,1	172,4
Borracha.....	90,1	119,8	153,9	174,4
Couros.....	58,2	116,4	138,3	150,8
Química.....	87,0	112,0	139,2	162,1
Prod. de Perfumaria, Sabões e Velas..	81,9	110,0	131,1	149,1
Têxtil.....	72,6	125,8	162,1	186,0
Vestuário e Calçados.....	69,7	122,2	148,9	177,3
Produtos Alimentares.....	76,2	120,2	146,5	175,9
Bebidas.....	75,6	139,9	179,1	220,2
Fumo.....	81,3	148,7	203,9	261,9
Fumo (implícito).....	81,3	144,7	186,6	238,0
TOTAL.....	78,4	121,4	150,8	180,2

FONTE: *Produção Industrial*, IBGE/DEICOM, Prod. Física, 1966/69, *vide* texto.

* Base móvel.

O Quadro 4 apresenta os coeficientes de variação das estimativas de taxas de variações de preços (colunas 1) e quantidades (colunas 2) para todos os gêneros, à exceção de Borracha.⁸ Apresenta ainda os coeficientes de variação recalculados para os gêneros com grande número de produtos excluindo as maiores parcelas — isto é, aquelas mais afastadas da média — para testar a influência de algumas poucas taxas de variação muito elevadas sobre os coeficientes de variação.

* Por conter apenas dois (grupos de) produtos; ver comentários sobre este gênero mais adiante.

Os dados resultantes mostram que dos 96 testes realizados apenas cinco (sublinhados no Quadro 4) não são favoráveis ao método do deflacionamento – isto é, em apenas cinco casos o CV da distribuição de preços é maior que o da de quantidades. Ainda assim, a

QUADRO 4

Coefficientes de Variação (CV) das Estimativas de Taxas de Variação de Preços e Quantum Segundo Gênero de Indústria

Gêneros	Anos			
	1965/66		1966/67	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Minerais não-Metálicos.....	0,51	1,22	0,93	24,84
(*)	0,29	0,80	0,61	10,08
Metalúrgica.....	0,75	0,91	1,94	13,22
(*)	0,59	0,71	1,32	5,15
Mecânica.....	0,95	1,93	0,73	140,0
(**)	0,80	1,27	0,56	72,0
Material Elétrico.....	0,67	1,48	12,8	15,7
(*)	0,54	0,71	2,77	4,83
Material de Transporte.....	1,18	3,78	1,05	20,96
Madeira.....	0,24	0,82	2,14	20,37
Mobiliário.....	0,22	0,33	0,53	3,66
Papel.....	0,48	0,71	0,51	5,73
Couros.....	0,57	3,91	1,95	5,61
Química.....	1,42	7,92	2,41	39,56
(**)	0,89	1,09	1,71	8,03
Perfumaria.....	0,11	0,40	3,69	2,10
Têxtil.....	0,54	1,29	1,03	38,82
Vestuário.....	0,35	1,33	0,82	19,85
(***)	0,25	1,17	0,71	15,90
Alimentos.....	0,43	6,75	1,43	4,52
(*)	0,36	2,97	0,60	2,46
Bebidas.....	0,25	1,02	0,25	3,98
Fumo.....	0,80	4,44	0,82	4,77
INDÚSTRIA/TOTAL.....	0,49	0,90	0,56	5,85

(Continua)

(Conclusão)

Gêneros	Anos			
	1967/68		1968/69	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Minerais não-Metálicos.....	1,02	7,32	0,69	3,42
(*)	0,36	1,04	0,35	1,77
Metalúrgica.....	1,17	2,10	0,80	3,69
(*)	0,59	1,53	0,49	1,36
Mecânica.....	1,05	1,77	0,85	5,19
(**)	0,78	1,08	0,61	3,14
Material Elétrico.....	1,87	1,82	1,80	3,59
(*)	1,34	0,98	0,95	2,56
Material de Transporte.....	1,25	1,76	1,26	5,55
Madeira.....	0,53	1,15	0,64	1,11
Mobiliário.....	0,34	1,26	0,59	1,47
Papel.....	1,97	2,86	0,63	1,36
Couros.....	0,77	1,87	1,94	7,06
Química.....	0,96	3,16	1,04	2,19
(**)	0,66	1,79	0,74	1,62
Perfumaria.....	0,38	3,99	2,68	2,25
Têxtil.....	0,78	0,80	1,29	2,82
Vestuário.....	1,34	1,08	1,25	9,15
(***)	0,36	0,84	0,86	3,86
Alimentos.....	0,92	5,37	0,54	2,00
(*)	0,40	1,88	0,35	1,32
Bebidas.....	0,91	2,84	0,77	3,54
Fumo.....	0,70	0,76	0,66	2,78
INDÚSTRIA/TOTAL.....	0,35	0,45	0,29	0,56

Fonte: Vide texto e Quadros 2 e 3.

(*) Exclui 3 maiores parcelas

(**) Exclui 6 maiores parcelas

(***) Exclui a maior parcela

Colunas (1) — CV. das distribuições de variações de preços

Colunas (2) — *Idem*, de quantidades.

diferença é grande em apenas um caso (Produtos de Perfumaria, 1966/67) e, dentre os quatro restantes, em um caso o CV de preços passa a ser menor que o de quantidades com a exclusão de um único produto (Vestuário e Calçados, 1967/68). Estas considerações sugerem que o índice de preços é mais preciso — isto é, as variações de preços são mais concentradas em torno da média estimada por um índice Paasche — que o de *quantum*. Conseqüentemente, preferimos o método de deflacionamento ao cálculo direto do índice de *quantum*. O Quadro 5 apresenta os índices de *quantum* (implícitos) Laspeyres obtidos deflacionando-se as séries de Valor da Produção total dos gêneros a preços correntes pelos índices Paasche de preços do Quadro 3, com os seguintes ajustamentos:

a) *Borracha* — O grande aumento na cobertura da amostra entre 1966 e 1967 (*vide* Quadro 1) sugere que os produtos pesquisados (pneus e câmaras de ar) cresceram em termos reais mais que a média do gênero. Se assumirmos que os demais produtos cresceram à mesma taxa que pneus e câmaras, o gênero cresce 8,8% em 1967. Se, no entanto, assumimos que os *preços* dos demais produtos crescem à mesma taxa que os dos produtos pesquisados, o gênero decresce 3,0% em termos reais neste ano. Optou-se por uma taxa média (ponderada) entre estas duas, onde os pesos são as participações no VP total em 1966 de pneus/câmaras e outros produtos — 0,6 e 0,4, respectivamente. A taxa ponderada é de 4,1% e o índice de preços (implícito) resultante aumenta em 19,8% no período.

b) *Produtos de Perfumaria, Sabões e Velas* — Conforme assinalado acima, o índice de *quantum* em 1967 é mais fidedigno que o de preços. Assim, nesse ano, o índice de preços é, como no caso anterior, obtido implicitamente.

c) *Fumo* — Dada a elevada cobertura das amostras neste gênero, optamos por manter o índice calculado diretamente (e não o implícito) como indicativo da evolução do volume físico e estimar o índice de preços implicitamente. Há indicações de que, a julgar pelas variações na cobertura da amostra de 1966-67 em diante, este é um dos casos em que os dados de VP total do gênero não são exatamente comparáveis entre os anos iniciais e finais da série, comentados na seção seguinte.

QUADRO 5

Índices de Quantum Laspeyres Implícitos, por Gênero de Indústria 1965/69

Base fixa: 1966 = 100

Gêneros	Anos			
	1965	1967	1968	1969
Mínerais não-Metálicos.....	93,0	99,5	125,6	136,6
Metalmúrgica.....	77,5	99,6	123,7	132,3
Mecânica*.....	83,0	97,2	119,8	132,6
Material Eléctrico.....	87,9	111,4	142,5	155,4
Material de Transporte.....	87,4	94,3	118,6	144,4
Madeira.....	87,2	96,9	113,2	132,2
Mobiliário.....	88,0	87,8	93,2	93,3
Papel.....	93,3	112,8	122,8	138,9
Borracha.....	77,8	104,1	125,0	131,3
Couros.....	106,0	106,7	120,1	120,6
Química.....	82,5	100,5	118,4	134,2
Perfumaria.....	91,1	114,2	127,7	147,2
Têxtil.....	101,2	91,6	114,1	119,1
Vestuário e Calçados.....	98,5	100,8	114,4	119,1
Alimentos.....	98,2	112,1	120,6	136,7
Bebidas.....	89,3	94,0	101,0	110,1
Fumo.....	106,7	107,4	114,1	119,0
TOTAL PONDERADO.....	89,7	101,4	120,1	132,9
TOTAL DEFLACIONADO.....	89,0	101,7	118,9	131,3

FORTE: *Vide texto.*

* Índices de base móvel.

O Quadro 5 mostra ainda os índices para a Indústria de Transformação como um todo, obtidos pela ponderação por gêneros e pelo deflacionamento do VP a preços correntes. Apesar da pequena diferença entre as duas séries, a última é preferível à anterior, conforme os resultados no Quadro 4.

6 — Fontes de erro e conclusão

Todo método de estimação baseado em amostragem envolve erros, não importa como sejam resolvidos os problemas conceituais e práticos associados à construção das estimativas. A qualidade destas depende diretamente da natureza do processo de amostragem e dos procedimentos utilizados na elaboração das estimativas. No caso presente, a amostra representa quase sempre elevada parcela do universo, o que provavelmente minimiza os erros usualmente associados ao processo de amostragem. Os métodos aqui utilizados são simples e bastante conhecidos, não havendo *a priori* razão para supor que as estimativas resultantes difiram persistentemente do que realmente ocorreu. O que se procurou mostrar foi que no caso do cálculo direto do índice de *quantum* os resultados são menos fidedignos que os obtidos por deflacionamento — isto é, dada a natureza dos produtos que compõem a amostra, as estimativas diretas podem apresentar vieses acentuados em alguns casos.

Há, no entanto, uma outra fonte de erro ainda não mencionada. Até aqui denominamos de “universo”, ou VP total por gêneros, os resultados globais da “Produção Industrial”. Assim, por exemplo, ao definir a cobertura da amostra utilizamos como denominador o VP total da “Produção Industrial” e como numerador o dos produtos da amostra. Conforme assinalado na Seção 2, porém, aqueles totais não cobrem todo o universo, mas sim uma alta proporção dele. O que acontece, então, se esta proporção varia ao longo do tempo? ⁹ Como os índices de *quantum* são obtidos implicitamente pelo deflacionamento da série de VP total a preços correntes pela de preços e a variação assinalada não é captada pela série a ser deflacionada, obter-se-ão resultados viesados. O viés será tanto maior quanto maior a variação percentual na cobertura da amostra da “Produção Industrial” em relação ao universo. Mais ainda, é óbvio que esta cobertura ¹⁰ só permaneceria constante por notável coincidência. Logo, os índices implícitos são viesados.

⁹ Se esta proporção permanece constante com o tempo a fonte de erro assinalada deixa de existir.

¹⁰ Não confundir com a “cobertura da amostra de produtos” das seções anteriores.

No entanto, observando as magnitudes dos coeficientes de participação percentual dos estabelecimentos informantes no Valor das Vendas em 1965,¹¹ pode-se concluir que o viés é de pequena expressão: isto porque os coeficientes são tão elevados que as variações percentuais ao longo do tempo devem ter sido necessariamente pequenas. Adicionalmente, a menos que haja alguma razão para perda ou ganho persistente de participação, as variações para mais e para menos tendem a se diluir ao longo do tempo. Suponhamos, para exemplificar, o caso contrário, que o coeficiente aumente (diminua) persistentemente entre, digamos, 1965 e 1969; nesta hipótese o índice de *quantum* obtido implicitamente superestima (subestima) o verdadeiro por uma taxa igual à taxa de variação do coeficiente de participação. Como esta é necessariamente pequena, o erro cometido tem pouca significação e se dilui ao longo do período.

O cálculo direto dos índices de volume físico, por outro lado, pode também apresentar uma outra forma de viés originada na maneira pela qual é obtida a amostra de produtos: conforme as notas introdutórias das pesquisas "Produção Industrial", a amostra é obtida incluindo os estabelecimentos de maior Valor de Produção até que seja alcançado um limite em torno de 90% do Valor das Vendas por Gêneros de Indústria e Estados da Federação. Portanto, os grandes estabelecimentos estão mais que proporcionalmente representados na amostra em relação aos pequenos — o que evidentemente ocorre também na amostra de produtos. Se se aceita que há uma tendência à concentração da produção nos grandes estabelecimentos ao longo do tempo, é bem provável que o cálculo direto superestime o crescimento real ocorrido por ser baseado principalmente nesta classe de estabelecimentos.¹² Esta hipótese explicaria também os persistentes ganhos na cobertura da amostra de produtos (Quadro 1), característicos de quase todos os gêneros industriais entre 1965 e 1969.

Ao iniciarmos o presente trabalho tínhamos um objetivo simples: construir séries de volume físico da produção industrial por

¹¹ Aqui identificados como os coeficientes de participação no *Valor da Produção em 1965*.

¹² Vale notar que o método de deflacionamento pode também, segundo o mesmo argumento, superestimar o crescimento real verificado, conforme casos (a.2) e (c.1) da Seção 4. Ainda assim, no entanto, o viés é menor que o que resultaria caso o cálculo direto tivesse sido utilizado.

gêneros, aproveitando excelente matéria-prima estatística, até então relativamente pouco utilizada. Em particular, o número de produtos e cobertura da amostra de Produção Física a credenciaram como a melhor candidata possível para os fins almejados dentre o conjunto de informações disponível. Foram então construídos os índices de *quantum* Laspeyres aqui apresentados no Quadro 2, após os ajustamentos e correções descritos na Seção 3. A curiosidade com a representatividade das amostras anualmente despertou o interesse pelas causas das variações na cobertura da amostra de produtos e, a partir das formulações algébricas apresentadas na Seção 4, ficou claro que não há razão *a priori* para escolher a forma direta de cálculo do índice de *quantum*, preferivelmente à forma deflacionada. A partir daí o interesse se transferiu para a área de critérios de escolha entre os métodos alternativos.

Imaginamos um teste que pudesse orientar a opção. Este revelou que, no caso presente, o índice de preços é praticamente sempre mais preciso que o de *quantum*, o que sugeriu a adoção do método de deflacionamento. Esta conclusão, conforme assinalado anteriormente, é igualmente válida para os índices de base móvel.

