

# pesquisa e planejamento econômico

---

volume 6 • abril 1976 • número 1

## Indicadores da atividade econômica no Brasil

CLAUDIO R. CONTADOR \*

### I — Introdução

As deficiências existentes na coleta e disponibilidade de informações estatísticas são apontadas como uma das causas básicas das dificuldades na formulação da política econômica e respectivo acom-

\* Do Instituto de Pesquisas do IPEA. Agradeço aos comentários de Alberto de Mello e Souza, Fernando A. Rezende da Silva, Hamilton Carvalho Tolosa e demais colegas do INPES, bem como a incansável assistência de Maria Cristina Tavares de Negreiros e Rosaline P. Marinho Nunes. A responsabilidade é exclusiva do autor.

---

Pesq. Plan. Econ.      Rio de Janeiro,      6(1)      1 a 60      abril 1976

---

panhamento dos seus efeitos no Brasil. O problema torna-se mesmo crucial se as informações desejadas correspondem a objetivos macroeconômicos, tais como a taxa de inflação, o crescimento do produto interno bruto e o nível de emprego, magnitudes cujo acompanhamento sistemático é fundamental para a boa orientação da política econômica. Para o crescimento de preços, as estatísticas são relativamente abundantes no Brasil, de qualidade satisfatória, com periodicidade mensal e disponibilidade sem grandes demoras. Por outro lado, as estatísticas de renda e produto nacional são anuais e divulgadas com considerável atraso, quando não com sérias imperfeições. As informações sobre o nível de emprego são mais deficientes ainda.

Para eliminar essas deficiências seria necessário um grande esforço para desenvolver critérios de apuração semestral ou trimestral, mais rápidos e mais fidedignos, das Contas Nacionais e outras informações. Esta é uma tarefa importante, mas infelizmente de realização onerosa e impraticável a curto prazo no Brasil. Conseqüentemente, a política econômica resente-se de informações precisas para a sua formulação e acompanhamento. Como substitutos imperfeitos para a medida de renda nacional, alguns "indicadores econômicos" baseados em variáveis conhecidas vêm sendo adotados. Assim, o comportamento de uma série de variáveis, tais como consumo industrial de energia elétrica, valor de títulos protestados, vendas de eletrodomésticos, arrecadação com ICM e IPI, etc., vem sendo identificado como o comportamento provável da atividade econômica. Evidências desse tipo vêm sendo utilizadas pelos mentores da política econômica para mudanças e redirecionamento dos instrumentos da política.

Entretanto, esse critério apresenta três tipos de problemas quanto à sua interpretação.

Em primeiro lugar, não é improvável que algumas das variáveis escolhidas como indicadores econômicos apresentem movimentos em sentido contrário. Mesmo durante as depressões mais sérias é possível encontrar variáveis econômicas em expansão, ou seja, os movimentos das variáveis econômicas não são necessariamente coerentes entre si. Num determinado período, algumas variáveis estarão em crescimento e outras estagnadas ou em declínio. Nessas condições pode ser difícil identificar uma expansão ou contração da economia.

Esse tipo de problema é particularmente sério no Brasil, onde as contrações da renda real em termos absolutos são desconhecidas desde o início da década de 40.

Fenômeno semelhante ocorreu na década de 60 nos E.U.A., o que levou um grupo crescente de economistas a acreditar, apressadamente, que a ocorrência de ciclos econômicos era um fato do passado, contornável ou corrigível pelo melhor instrumental e conhecimento econômico que se tornaram disponíveis. Portanto, o estudo de ciclos econômicos poderia ser restrito à história econômica, com pouco interesse para a economia normativa. Outro grupo de economistas preferiu mesmo redefinir “contração econômica” num sentido menos rigoroso; ao invés de quedas absolutas na produção e atividade, “contração” passou a ser interpretada como uma queda mais aguda na taxa de expansão da economia.<sup>1</sup> Esse último raciocínio é bastante pertinente no caso brasileiro, onde taxas de crescimento abaixo de, digamos, 4 ou 5% ao ano são consideradas mediocres.

O segundo problema resulta da existência de retardos e avanços de umas variáveis em relação a outras. Se esses retardos e avanços não são conhecidos, as oscilações nas variáveis econômicas podem eventualmente ser mal interpretadas. Uma variável com movimentos antecedentes à renda real poderá ser ignorada ao indicar uma expansão, se a economia ainda apresentar-se em depressão ou estagnada. Por sua vez, uma variável com resposta retardada à produção pode ter seus valores apontando uma retração, embora a economia já se encontre em recuperação. Portanto, a identificação de retardos e avanços é uma etapa crucial na construção de indicadores.

Finalmente, o terceiro problema refere-se à diferença entre variáveis reais e variáveis nominais. É costume considerar apenas ou prestar mais atenção às variações reais das variáveis responsáveis ou associadas a variações na renda ou produção real. Entretanto, as medidas de política econômica, exclusive os investimentos públicos diretos, destinadas a estimular a atividade, procuram deslocar a de-

<sup>1</sup> Arthur F. Burns, “Business Cycles” in *International Encyclopedia of the Social Sciences*, vol. 2 (1968), p. 244, e reimpresso como “The Nature and Causes of Business Cycles”, in A. F. Burns (ed.), *The Business Cycle in a Changing World* (New York: NBER, 1969), pp. 50-51.

manda agregada *nominal*. Quanto da expansão da renda nominal repercutirá em aumentos dos preços e quanto aumentará a renda real dependerá da capacidade ociosa da economia e do grau de mobilidade nos mercados de fatores. Se não existe capacidade ociosa, os deslocamentos da demanda agregada provocarão ajustes apenas nos níveis correntes de preços. Caso contrário, se a capacidade ociosa é elevada ou existe a possibilidade de alocar fatores mais eficientemente, a expansão econômica pode ser realizada sem maiores pressões sobre os preços.

Os ditames neoclássicos mostram-nos que apenas preços relativos e magnitudes reais são importantes. Por isso, variáveis são geralmente deflacionadas por um índice de preços. A longo prazo, tal critério é válido, mas, para analisar flutuações de curto prazo, é conveniente empregar séries nominais, pois desta forma evita-se que as variações estacionais e os outros movimentos de menor duração dos deflatores sejam introduzidos inadvertidamente nas variações deflacionadas.<sup>2</sup>

A montagem dos indicadores obedecerá a quatro etapas. A primeira será a de classificar as variáveis entre indicadores antecedentes (com avanço), coincidentes, e com retardo. Em seguida, a análise tentará identificar as variáveis mais adequadas ao papel de indicador. Na terceira, o retardo e avanço "médio" serão identificados para diversas variáveis, em ciclos de diferente duração. A última etapa será a de compor indicadores de atividade econômica, formados por inúmeras variáveis e destinados a captar as flutuações a curto prazo.

A Seção 2 traça comentários gerais sobre o emprego de indicadores e seus critérios, a Seção 3 descreve a metodologia e a Seção 4 lista as características das variáveis econômicas selecionadas. Numa primeira aproximação, é feita uma comparação entre os movimentos cíclicos das diversas variáveis e de uma série básica, no caso o índice de produção industrial em São Paulo. Esta mesma seção des-

<sup>2</sup> Por exemplo, as evidências mostram que não existem flutuações estacionais nos índices de valorização nominal de ações nas Bolsas de Valores. No entanto, a valorização real, obtida com o deflacionamento por um índice de preços, apontará uma flutuação estacional (invertida) semelhante à do deflator. A existência de flutuações estacionais nos índices de Bolsa é uma violação clara da hipótese de participantes maximizadores de lucro, característicos em mercados especulativos.

tina-se à montagem de indicadores compostos (*composite indicators*) de atividade, baseados nas variáveis com movimentos antecedentes, coincidentes, e com retardo em relação às flutuações da produção industrial. O método de taxas “normalizadas” de variações é apontado como aquele com maiores vantagens no caso do Brasil. A mesma seção discute rapidamente as desvantagens do método de componentes principais. A Seção 5 conclui o trabalho e apresenta comentários finais e sugestões para emprego dos índices construídos.

Cabe ressaltar que este estudo corresponde apenas a uma primeira aproximação ao emprego de um instrumental valioso à política econômica. Face ao número limitado de variáveis examinadas, bem como às deficiências estatísticas, os indicadores estimados são preliminares, e suas falhas e inconsistências sistemáticas com a realidade serão úteis para aconselhar revisões. O conhecimento satisfatório da teoria econômica e da economia brasileira é um complemento essencial para o emprego adequado da técnica de indicadores econômicos. Finalmente, as conclusões deste estudo serão importantes para uma futura análise sobre o comportamento da atividade econômica em resposta às medidas de política monetária e fiscal.

## 2 — Ciclos econômicos e indicadores de atividade

O conceito mais aceito e difundido de “ciclo econômico” compreende expansões e contrações, recorrentes e acumulativas, em grande número de processos econômicos, em particular nos agregados macroeconômicos de renda e produto nacional, nível de emprego, etc. Este é o critério operacional adotado por Burns e Mitchell,<sup>3</sup> e ainda hoje utilizado pelo National Bureau of Economic Research.<sup>4</sup>

Na realidade, o comportamento dos agregados econômicos, e de todas as variáveis de um modo geral, é composto por uma tendência, por um grande número de oscilações cíclicas, ou ciclos, e por flu-

<sup>3</sup> A. F. Burns e W. C. Mitchell, *Measuring Business Cycles* (New York: NBER, 1946).

<sup>4</sup> Veja Victor Zarnowitz, “The Business Cycle Today: An Introduction”, in V. Zarnowitz (ed.), *The Business Cycle Today* (New York: Columbia University Press para NBER, 1972), p. 2.

tuações irregulares ou esporádicas. A periodicidade dos "ciclos" econômicos não é única: alguns têm uma duração de vários anos, como os detectados por Kondratieff e Juglar; outros, mais curtos, com dois a quatro anos; e outros, de periodicidade bastante estável, geralmente associados às estações do ano, têm uma duração de um ano. É até mesmo possível encontrar "ciclos" com duração de alguns meses, semanas, dias, horas, etc. Algumas variáveis apresentam uma vasta gama de ciclos com periodicidade distinta, digamos de dez, cinco, três anos, ou doze ou seis meses, etc.; outras, são caracterizadas por ciclos diversos, por exemplo, com sete, quatro anos, etc., com periodicidade não necessariamente idêntica à do grupo anterior. Portanto, as variáveis econômicas são caracterizadas por certo conjunto de ciclos específicos, cuja periodicidade não é obrigatoriamente a mesma, fato que dificulta a comparação dos movimentos cíclicos entre variáveis.

Esta observação sugere que a comparação entre variáveis econômicas, quanto ao seu desempenho como indicadores e sua seleção e classificação, tende a ser uma tarefa complexa. Uma determinada variável pode ser um indicador antecedente (*leading indicator*) satisfatório para a atividade econômica num determinado ciclo ou numa determinada fase de um ciclo e, ao mesmo tempo, ser coincidente ou retardada num outro ciclo, com outra periodicidade. Portanto, a classificação das variáveis quanto ao retardo, coincidência ou avanço em relação à atividade econômica não é necessariamente única. Retardos e avanços são geralmente identificados com a correlação simples entre valores passados e futuros de duas séries econômicas. Na realidade, todavia, o conceito de "retardo puro" (*pure delay*) entre variáveis é uma simplificação conveniente, mas exagerada, e que eventualmente pode conduzir a conclusões errôneas na análise dos indicadores.

Para que seja escolhida como indicador, uma variável deve atender quatro critérios básicos: i) consistência dos seus movimentos com flutuações conhecidas na atividade econômica; ii) regularidade e estabilidade do retardo ou avanço dos seus movimentos em relação à atividade econômica; iii) o predomínio de movimentos cíclicos em comparação com a tendência e flutuações aleatórias; e iv) a

importância da atividade que representa no sistema econômico.<sup>5</sup> Esses critérios colocam indicadores antecedentes, coincidentes, e com retardo em igualdade de condições. Mas, sem dúvida, os indicadores antecedentes são os mais procurados e os mais úteis para a política econômica, uma vez que os seus movimentos antecipam as flutuações na renda e produção. Os indicadores coincidentes e com retardo são também úteis, à medida que permitem confirmar ou rejeitar os sinais dos indicadores antecedentes.

Os instrumentos de política disponíveis ao governo destinam-se a incentivar ou estabilizar o produto real, o nível de emprego e dos preços, etc. À medida que os indicadores refletem as condições da economia eles são também afetados pela própria política econômica. É conveniente, portanto, que as variáveis instrumentais (exógenas), que diretamente refletem as medidas governamentais, sejam excluídas da composição dos indicadores. Com este procedimento, as inter-relações entre indicadores e instrumentos de política econômica podem ser analisadas.

Os indicadores antecedentes, pelo fato de anteciparem as flutuações na renda e emprego, funcionam como um “sinal de alerta” para um provável início ou término da fase depressiva de um ciclo econômico. Medidas econômicas serão adotadas ou afrouxadas em resposta a tais sinais. Conseqüentemente, os critérios para a seleção de variáveis antecedentes devem ser mais rigorosos e mais completos do que os quatro critérios de escolha de variáveis para montagem de indicadores em geral. Mitchell e Burns<sup>6</sup> apontaram vários critérios básicos que devem ser seguidos para montagem de indicadores antecedentes. Por dificuldades diversas, inclusive na obtenção de um grande número de séries que cubram períodos sob condições econômicas distintas, não é possível atender as sugestões de Mitchell e Burns, e nos concentraremos em quatro critérios mais adequados ao caso brasileiro. Assim, um indicador antecedente será tanto melhor:

<sup>5</sup> Victor Zarnowitz e Charlotte Boschan, “Cyclical Indicators: An Evaluation and New Leading Indexes”, in *Business Conditions Digest* (maio de 1975), reimpresso como *Technical Paper* pelo U. S. Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis, p. 1.

<sup>6</sup> Veja W. C. Mitchell e A. F. Burns, *Statistical Indicators of Cyclical Revivals*, Occasional Papers/69 (New York: NBER, 1938), p. 173.

i) Quanto mais longo e estável o seu avanço (*lead*) em relação à atividade econômica em cada ciclo, ou seja, mantidas constantes as outras três condições abaixo, um indicador que mostra um avanço de quatro meses sobre a atividade econômica é superior a um outro com um avanço de três meses.

ii) Quanto mais estável e uniforme for o avanço nos ciclos com periodicidade distinta. O ideal seria encontrar indicadores que antecedessem a atividade por um determinado período, por exemplo, quatro meses, em qualquer ciclo. Estas condições seriam satisfeitas com o chamado "retardo puro" (*pure delay*), mas a possibilidade de que ocorra na realidade é remota.

iii) Quanto mais estável e uniforme for a associação (resposta) entre o indicador e a atividade econômica. Se fosse feita uma regressão entre o indicador e o nível de atividade, decompostos em movimentos com periodicidade diversa, seria desejável que o coeficiente da regressão, no caso denominado de "resposta", fosse semelhante para os diversos ciclos. As "respostas" são ditas "amortecidas", "idênticas" e "amplificadas", se para cada movimento de 1% no indicador ocorre, na média, uma variação inferior, igual ou superior a 1% no nível de atividade, num ciclo de uma determinada periodicidade. Uniformidade na resposta significa que o coeficiente assume valores semelhantes, não importa a periodicidade do ciclo. Note-se que para montagem de indicadores é costume "normalizar" previamente as variáveis, e com este procedimento todas as variáveis e indicadores assumem dimensão idêntica.

iv) Quanto maior for a amplitude das atividades cobertas pelo indicador. Esta regra é contornável quando o comportamento de um mercado pouco importante reflete satisfatoriamente o comportamento de inúmeros outros mercados. A variável que representa o comportamento do primeiro mercado poderá ser uma aproximação satisfatória para um processo mais geral, ou outros processos econômicos.

Apesar de suas vantagens, a técnica de indicadores não é amplamente aceita pelos economistas e formuladores da política. O raciocínio implícito na escolha e emprego de indicadores é frequente-



mente qualificado como *ad hoc* e sem fundamentação teórica.<sup>7</sup> Mas, a julgar pela experiência acumulada pelo NBER e institutos similares de outros países, esta crítica é pouco importante na prática. Afinal, o critério decisivo sobre a validade de um método ou técnica de predição é a sua capacidade e desempenho em predizer *ex-ante* os eventos futuros.<sup>8</sup> E os indicadores em uso têm, de um modo geral, satisfeito esse critério.

Entretanto, a seleção das variáveis com base apenas no seu desempenho preditivo *ex-ante* pode tornar-se um processo exaustivo, oneroso e demorado. A teoria e o raciocínio econômico podem simplificar consideravelmente o processo de seleção apontando *a priori* as candidatas mais prováveis dentre inúmeras variáveis disponíveis. Assim, as variáveis que representam ou estão associadas aos estágios iniciais de produção e investimento, tais como o consumo de energia elétrica, o emprego de mão-de-obra direta na produção, etc., em geral antecedem às variáveis associadas aos estágios finais de produção e consumo final, tais como as vendas, a formação de estoques de produtos acabados, o emprego de mão-de-obra para vendas, etc. Variáveis-estoque são mais lentas em revelar as reversões cíclicas, enquanto os conceitos de fluxo associados ao estoque mostram com mais clareza e com antecedência as flutuações nas variáveis-estoque. Assim, variações em estoques antecedem os estoques de fatores e de produtos finais; a absorção de mão-de-obra antecede o nível de emprego; os acréscimos no crédito antecedem movimentos no saldo do crédito total concedido, etc.<sup>9</sup> Claramente, o raciocínio econômico pode sugerir que algumas variáveis são melhores candidatas do que outras ao papel de indicadores.

Esta regra, apesar de óbvia e útil, não deve ser generalizada para diferentes ciclos com periodicidade distinta. Conforme foi explicado, é possível que a mesma variável que anteceda as flutuações na renda

<sup>7</sup> Veja, por exemplo, T. C. Koopmans, "Measurement without Theory", in *Review of Economics and Statistics*, vol. 29 (agosto de 1947), pp. 161-172, reimpresso em R. A. Gordon e L. R. Klein (eds.), *Readings in Business Cycles* (Homewood: Richard D. Irwin, Inc., 1965).

<sup>8</sup> R. Vining, "Koopmans on the Choice of Variables to be Studied and of the Methods of Measurement", in *Review of Economics and Statistics*, vol. 31 (maio de 1949), pp. 77-94, reimpresso em Gordon e Klein, *op. cit.*

<sup>9</sup> Zarnowitz e Boschan, *op. cit.*, p. 2.

e atividade econômica num ciclo de determinada periodicidade seja precedida pela atividade econômica num outro ciclo com periodicidade distinta. Assim, é possível encontrar exemplos de variáveis precedendo a atividade econômica nos ciclos de curto prazo e retardando-se nos ciclos de longo prazo. Por exemplo, os estoques de produtos finais tendem a acumular-se, precedendo ou coincidindo com a queda na renda real nos ciclos de curta duração, devido à queda na demanda. Por outro lado, nas fases descendentes dos ciclos de duração mais longa, os estoques tendem a reduzir-se com o retardo, em resposta à queda na produção. Portanto, tanto o sinal da resposta (negativo, no primeiro caso, e positivo, no segundo) como o retardo e o avanço são opostos em ciclos com duração distinta no exemplo acima.

Conseqüentemente, o comportamento e a inter-relação distinta das variáveis nos ciclos de diferente periodicidade não podem ser ignorados. A análise dos ciclos, assim como a construção e o emprego de indicadores, exigem que sejam explicitadas as características do ciclo e as flutuações econômicas que o governo pretende combater. Se o governo está preocupado apenas com as perspectivas a longo prazo, só se incomodará com os ciclos de curta e curtíssima duração à medida que estes afetam seus objetivos de longo prazo. Por outro lado, se as atenções são voltadas para os ciclos de curta duração, os objetivos e ciclos de longo prazo são obscurecidos. Não há razão teórica nem prática para que os indicadores sejam os mesmos em ambos os casos. Pelo contrário, é mais provável que os indicadores mais adequados para detectar os ciclos de curta duração sejam constituídos por variáveis-fluxo, enquanto os ciclos de longa duração estejam associados a variáveis-estoque.

Este estudo preocupa-se com a análise e montagem de indicadores destinados a detectar ciclos de curta duração no Brasil, sendo que a escolha das variáveis nas seções seguintes confirmará esta preferência. As variáveis básicas para o combate de ciclos de longa duração estão, em sua maioria, sob controle governamental, tais como a importância do investimento público na formação bruta de capital, as decisões de consumo e expansão das empresas controladas pelo governo, os projetos públicos, com maciça inversão e absorção de mão-de-obra, etc., e exigiriam uma análise específica.

### 3 — Estimativa de retardos e avanços nas variáveis

#### 3.1 — Aspectos gerais

Para a obtenção de indicadores de atividade existem três aspectos que devem ser salientados.

Em primeiro lugar, a análise de retardos e avanços das variáveis entre si e entre uma variável básica é crucial. Uma vez identificados, os retardos e avanços das variáveis devem ser “eliminados” através do avanço e retardo necessários, a fim de que os movimentos se tornem sincronizados. Se esta precaução não for tomada, variáveis distanciadas diferentemente no tempo do fenômeno em exame serão simplesmente agregadas, e o indicador resultante será uma “média” grosseira de avanços e retardos.

Em segundo lugar é preciso distinguir entre variações nominais e variações reais.<sup>10</sup> Teoricamente, a distinção é simples: as variações reais correspondem, aproximadamente, à diferença entre as variações nominais e a inflação no período. Mas qual índice de crescimento de preços deve ser empregado? Corrigido de estacionalidade ou não? Nestas dúvidas reside o problema, e o emprego de deflatores diferentes pode conduzir a diferentes respostas. Ademais, a curto prazo, variáveis nominais não respondem de forma idêntica ao índice de preços, e o deflacionamento pode erroneamente eliminar movimentos importantes ou simular movimentos inexistentes, se a estacionalidade dos preços difere da estacionalidade das variáveis em questão. Estas observações sugerem que a prática convencional de deflacionar séries nominais deve ser evitada, principalmente na construção de indicadores antecedentes.<sup>11</sup> No tratamento estatístico mais adiante, as variáveis nominais permanecerão na sua forma original, sem sofrer deflacionamento algum, a fim de evitar a introdução involuntária de movimentos espúrios devido ao deflator escolhido.

<sup>10</sup> Aliás, esta distinção, não incorporada na construção de indicadores pelo NBER, provocou sérios problemas de interpretação de movimentos cíclicos nos E.U.A., no seu recente período inflacionário.

<sup>11</sup> Veja a respeito Carol S. Greenwald, “A New Deflated Composite Index of Leading Indicators”, in *New England Economic Review* (julho/agosto de 1973), pp. 3-17.

Finalmente, para conveniência metodológica é útil classificar as variáveis em sete grupos:

i) variáveis que refletem as decisões de expandir a produção, tais como o emprego de mão-de-obra direta, os investimentos privados em novas construções para fins não residenciais, o consumo industrial de energia elétrica, etc.;

ii) variáveis que refletem as condições de produção, como sejam a arrecadação do imposto sobre produtos industrializados (IPI) e a produção e consumo de produtos básicos (cimento, petróleo, borraça, aços em lingote, laminados, autoveículos, etc.) ;

iii) índices de produção industrial agregada, tais como o índice de valor *real* da produção em São Paulo e no Brasil, o valor *nominal* da produção industrial em São Paulo e os índices (trimestrais) de difusão preparados pela Fundação Getulio Vargas;

iv) variáveis que refletem a liquidez da economia e a solvência de consumidores e empresas, tais como o valor de títulos protestados, o valor dos cheques compensados, o total de empréstimos por aceite cambial, etc.;

v) variáveis que refletem as expectativas de desempenho futuro da economia, tais como os índices de valorização das ações nas Bolsas de Valores;

vi) variáveis que refletem as decisões de consumo privado e nível de vendas, tais como o número de licenças concedidas para edificações residenciais, as vendas de aparelhos eletrônicos e eletrodomésticos, o emprego de mão-de-obra para vendas, a arrecadação com ICM, etc.;

vii) variáveis instrumentais (exógenas) da política econômica, tais como o nível de investimentos públicos, os gastos públicos autônomos, o estoque de moeda, os descontos dos bancos comerciais, o saldo dos empréstimos públicos ao setor privado, etc.

Em certos casos, a classificação das variáveis não é simples. Por exemplo, o número de licenças concedidas para edificações deve ser considerado também como uma variável instrumental — uma vez que depende do atendimento dos requisitos governamentais — ou uma variável que meramente reflete as decisões de investimentos em bens

duráveis? Outro exemplo: o estoque de moeda e os empréstimos ao setor privado devem ser considerados exclusivamente como variáveis exógenas sob controle do governo, ou são fortemente influenciados pelas decisões de indivíduos e empresas? Mas, mesmo com dificuldades em alguns casos, a classificação metodológica acima será útil para identificar os determinantes das flutuações e área de atuação de cada variável. Em princípio, é importante que os indicadores sejam compostos por variáveis dos seis primeiros grupos, exclusive as variáveis instrumentais no sétimo grupo, a fim de que reflitam o comportamento “médio” da conjuntura econômica.

### 3.2 — Classificação e características das variáveis

Para a montagem de indicadores no Brasil foram reunidas 41 variáveis, com periodicidade mensal na coleta e divulgação estatística. A Tabela I lista as variáveis com periodicidade mensal e mostra as suas características básicas quanto à sua fonte de coleta, o retardo na sua disponibilidade e a sua publicação. A informação sobre o retardo na divulgação foi obtida comparando a data de publicação da revista ou boletim com a data da última informação disponível. Uma vez que, freqüentemente, revistas e boletins são publicados e divulgados também com atraso, a Tabela I mostra o atraso *mínimo* com que a informação tornou-se disponível. O retardo na divulgação varia entre um ou dois meses no caso dos índices de valorização de ações nas Bolsas de Valores até nove ou dez meses para diversas variáveis. O retardo médio geral é próximo a quatro meses. A demora na obtenção de informações implica que a construção de indicadores — em particular os antecedentes — e o seu emprego em tempo hábil podem ficar comprometidos se o avanço das variáveis que os compõem não superar, na média, o retardo na divulgação de dados estatísticos. Ademais, é importante enfatizar que as estatísticas mais recentes correspondem a estimativas preliminares, sujeitas a correções posteriores. Com freqüência, a estatística definitiva difere substancialmente daquela divulgada provisoriamente. A análise dos retardos e avanços nos movimentos das variáveis apontará as variáveis antecedentes e, assim, permitirá que sugestões sejam feitas no sentido de agilizar a sua coleta.

TABELA I

Características das variáveis selecionadas quanto à coleta e divulgação

Códigos	Nome das Variáveis	Clas- sifi- cação	Coletada por	Disponibilidade		
				Desde	Retardo em Meses	Publicada em
1	Índice de Oferta de Empleo Industrial, São Paulo, Global .....	I	FGV <sup>a</sup>	Jan./1967	2-3	PC
2	<i>Idem</i> , Produção .....	I	FGV <sup>a</sup>	Jan./1967	2-3	PC
3	<i>Idem</i> , Administração .....	I	FGV <sup>a</sup>	Jan./1967	2-3	PC
4	<i>Idem</i> , Técnicos .....	I	FGV <sup>a</sup>	Jan./1967	2-3	PC
5	<i>Idem</i> , Vendas .....	VI	FGV <sup>a</sup>	Jan./1967	2-3	PC
6	Área Licenciada para Edificações, Total .....	I	CE	Jan./1968	5-8	CE
7	<i>Idem</i> , Não-Residencial .....	I	CE	Jan./1968	5-8	CE
8	<i>Idem</i> , Residencial .....	VI	CE	Jan./1968	5-8	CE
9	Valor dos Títulos Protestados, São Paulo .....	IV	IBGE	Jul./1960	2-3	BE
10	Valor dos Cheques Compensados .....	IV	BC	Jan./1960 <sup>b</sup>	3-4	BC
11	Redescontos dos Bancos Comerciais, Total .....	IV	BC	Jan./1961	3-4	BC
12	<i>Idem</i> , Liquidez .....	IV	BC	Jan./1968	3-4	BC
13	<i>Idem</i> , Manufaturados .....	IV	BC	Jan./1970	3-4	BC
14	<i>Idem</i> , Agropecuários .....	IV	BC	Jan./1970	3-4	BC
15	Empréstimos ao Setor Privado, Total .....	IV	BC	Jan./1960	3-4	BC
16	<i>Idem</i> , Comércio .....	IV	BC	Jan./1960	3-4	BC
17	<i>Idem</i> , Indústria .....	IV	BC	Jan./1960	3-4	BC
18	<i>Idem</i> , Agropecuária .....	IV	BC	Jan./1960	3-4	BC
19	Estoque de Moeda, Conceito M <sub>1</sub> <sup>c</sup> .....	IV	BC	Jan./1960 <sup>b</sup>	3-4	BC
20	<i>Idem</i> , M <sub>2</sub> <sup>d</sup> .....	IV	BC	Jan./1960 <sup>b</sup>	3-5	—
21	<i>Idem</i> , M <sub>3</sub> <sup>e</sup> .....	IV	BC	Jan./1960	3-5	—
22	<i>Idem</i> , M <sub>4</sub> <sup>f</sup> .....	IV	BC	Jan./1960	3-5	—
23	Arrecadação com IPI, São Paulo .....	II	SFSP	Jan./1967	4-5	PC
24	<i>Idem</i> , Brasil .....	II	SF	Jan./1966	4-5	ETB
25	Arrecadação com ICM, São Paulo <sup>g</sup> .....	VI	SFSP	Jan./1963	2-3	CE
26	<i>Idem</i> , Brasil <sup>h</sup> .....	VI	SF	Jan./1967	4-5	ETB
27	Empréstimos por Aceite Cambial .....	VI	BC	Jan./1963	3-4	BC
28	Consumo Industrial de Energia Elétrica, Rio-São Paulo .....	I	LIGIT	Jan./1960 <sup>b</sup>	2-3	CE
29	Índice de Emprego Industrial em São Paulo .....	I	FIESP/CIESP	Jan./1965	6-9	CE
30	Índice de Pessoal Ocupado na Indústria de Transformação .....	I	IBGE	Jan./1968	6-7	PC
31	Índice de Salário Médio Industrial em São Paulo .....	I	IBGE	Jan./1971	7-9	CE
32	Bolsa de Valores, Rio de Janeiro, IBV .....	V	BVRJ	Jan./1960 <sup>b</sup>	1-2	BC

Continua

Continuação

Códigos	Nome das Variáveis	Clas- sifi- cação	Coletada por	Disponibilidade		
				Desde	Retardo em Meses	Publicada em
33	<i>Idem</i> , SN .....	V	SN	Jan./1960 <sup>b</sup>	1-2	CE
34	Vendas de Aparelhos Ele- trodomésticos.....	VI	ABINEE	Jan./1966	6-9	CE, PC
35	Vendas de Aparelhos Ele- trônicos .....	VI	ABINEE	Jan./1966	6-9	CE, PC
36	Consumo de Borracha, To- tal, São Paulo.....	II	SIFSP	Jan./1968	2-3	PC
37	Produção de Cimento ...	II	SNIC	Jan./1961	2-3	CE
38	Produção de Aço em Lin- gotes .....	II	IBS	Jan./1961	2-3	CE
39	Produção de Laminados .	II	IBS	Jan./1969	2-3	CE
40	Produção de Autoveículos	II	ANFAVEA	Jan./1961	2-3	CE
41	Valor Real da Produção Industrial em São Paulo	III	IBGE	Jul./1969	7-9	CE
42	<i>Idem</i> , Brasil.....	III	IBGE	Jul./1969	...	CE
43	Índice de Difusão, Sonda- gens Conjunturais .....	III	FGV	Mar./1966	2-3	CE
44	Valor Nominal da Produção Industrial em São Paulo..	III	IBGE	Jan./1968	3-4	I II, CE

SIGLAS:

FGV	— Fundação Getulio Vargas.
CE	— <i>Conjuntura Econômica</i> .
IBGE	— Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
BC	— <i>Boletim do Banco Central</i> .
SFSP	— Secretaria da Fazenda do Estado de São Paulo
SF	— Secretaria da Fazenda - CIEF (Centro de Informações Econômico-Fiscais).
LIGHT	— Serviços de Eletricidade S. A.
SN	— Organização SN Ltda.
CIESP	— Centro das Indústrias do Estado de São Paulo.
FIESP	— Federação das Indústrias do Estado de São Paulo.
BVRJ	— Bolsa de Valores do Rio de Janeiro.
ABINEE	— Associação Brasileira da Indústria Elétrica-Eletrônica.
SFSP	— Secretaria da Fazenda do Estado de São Paulo.
SNIC	— Sindicato Nacional das Indústrias de Cimento.
IBS	— Instituto Brasileiro de Siderurgia.
ANFAVEA	— Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores.
PC	— <i>Planejamento e Conjuntura</i> do Governo do Estado de São Paulo.
BE	— <i>Boletim Estatístico do IBGE</i> .
ETB	— Estatísticas Tributárias Básicas do Ministério da Fazenda.
IT	— Indústria de Transformação da Fundação IBGE - Pesquisa Mensal.

<sup>a</sup>Prof. Ernst Muhr em colaboração com a Assessoria de Pesquisas Econômicas da SEPLAN/SF  
<sup>b</sup>Anterior a 1960.

<sup>c</sup>Conceito de Meios de Pagamentos do Banco Central.

<sup>d</sup>Conceito acima acrescido de Depósitos a Prazo e Cadernetas de Poupança.

<sup>e</sup>*Idem*, inclusive estoque de Letras de Câmbio, Letras Imobiliárias, Obrigações Reajustáveis e Letras do Tesouro Nacional.

<sup>f</sup>Segundo conceito sugerido pelo autor, em *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 4 (junho de 1974), pp. 245-284.

<sup>g</sup>Corresponde à arrecadação com o imposto de vendas e consignações (IVC) antes do evento do ICM.

Uma hipótese crucial para a eficiência no emprego de indicadores é a de que as variáveis que, no passado, acusaram flutuações com avanço, coincidência e retardo à atividade econômica, manterão esta característica no futuro próximo. Naturalmente, a qualificação de antecedência, coincidência ou retardo não é absoluta. Embora desejável, uma determinada variável não será sempre antecedente, nem coincidente, nem com um avanço rígido em todas as fases do ciclo econômico. Mas é importante que, para atender a classificação de antecedente, coincidente ou retardada, a variável mostre avanços, movimentos simultâneos ou retardados relativamente estáveis na maioria das vezes. Em algumas poucas ocasiões a variável, por exemplo dita antecedente, pode ter os seus movimentos coincidentes ou retardados em relação ao ciclo econômico. Quando isso ocorre, não é necessário rejeitar a eficiência da variável como antecedente, se na média o seu desempenho permanecer satisfatório. Naturalmente, falhas sistemáticas em registrar as flutuações na atividade econômica tenderão a invalidar a série em questão. Por esse motivo, a técnica de indicadores requer uma análise crítica freqüente do seu desempenho e das variáveis que o compõem.

A eficiência de um indicador em apontar as flutuações econômicas depende do desempenho das séries econômicas que o compõem. É conveniente que os indicadores agreguem um grande número de variáveis, por três razões. Em primeiro lugar, o possível fracasso de uma variável em revelar uma determinada fase do ciclo tende a ser compensado pela boa *performance* das demais, e, na média, o indicador seria satisfatório. A segunda razão para incluir um grande número de variáveis é que indicadores — em particular os antecedentes — utilizam, na sua construção, as estatísticas mais recentes das variáveis. Como se sabe, os dados mais recentes são provisórios e sujeitos a retificações substanciais no futuro. Daí, as variáveis que compõem os indicadores estão sujeitas a erros de medida. Quanto maior o número de variáveis, espera-se que maior seja a probabilidade de que os erros se cancelem. Finalmente, a agregação de muitas variáveis amortece as flutuações espúrias e as resultantes de outros efeitos.

A dificuldade em predizer as flutuações futuras da atividade econômica provém de inúmeras razões. Dentre estas, citaremos três.



A primeira — que, como foi visto, corresponde a uma hipótese de trabalho — é a de que a técnica de indicadores, construídos com informações do passado, pressupõe que as mesmas condições ocorrerão no futuro próximo. Retardos, avanços e pesos das variáveis na composição dos indicadores são baseados em análises históricas que, dependendo das condições específicas do passado, podem não ser válidas no futuro sob condições distintas. Assim, é importante que o período utilizado para estimar retardos, avanços e pesos seja bastante longo e compreenda vários ciclos conjunturais sob diferentes pressões e condições econômicas.

A segunda razão é a de que cada ciclo tem características próprias diferentes das dos demais. Não existe um único determinante e mecanismo de propagação do ciclo econômico, provado e aceito unanimemente. Alguns ciclos têm suas origens numa política monetária restritiva; outros, nas condições do mercado externo; e assim por diante.

Finalmente, a terceira razão é a de que o próprio comportamento das variáveis econômicas, em resposta aos impulsos geradores do ciclo, não obedece a padrões únicos. Um indicador reflete o comportamento e a regularidade apenas das variáveis que o compõem. A fidelidade de um indicador em registrar as flutuações econômicas depende da mesma qualidade nas suas variáveis componentes. Para alguns ciclos, o comportamento de determinadas variáveis é mais sensível do que de outras. Uma vez que os ciclos econômicos resultam de causas distintas, é conveniente que diversos indicadores, construídos com grupos diferentes de variáveis, sejam empregados. Em certas ocasiões e fases do ciclo, alguns indicadores são mais sensíveis do que outros. Daí, para elevar a confiança na técnica dos mesmos, a análise deve ser feita comparando os sinais emitidos pelos diferentes indicadores. Isto, na prática, é uma recomendação difícil de ser atendida, especialmente no caso brasileiro, como ficará claro a seguir.

### **3.3 — Variáveis antecedentes, coincidentes e retardadas**

Para classificar as variáveis listadas na Tabela 1 em antecedentes, coincidentes e retardadas, considerou-se como série básica o índice de valor real da produção industrial em São Paulo. As flutuações em 42 variáveis serão comparadas com as flutuações mensais, com retardos e avanços, no índice de valor real da produção industrial na-

quele Estado. Todas as variáveis são expressas em taxas mensais de variação, e o período de análise está compreendido entre agosto de 1969 a dezembro de 1974.

A escolha do valor real da produção industrial em São Paulo como variável básica é justificada por três razões. Primeiro, o fato de a produção industrial nacional estar fortemente concentrada naquela área. A segunda razão é a de que as informações estatísticas sobre a produção industrial em São Paulo são obtidas com maior rapidez e com menores erros do que nas demais regiões. Uma alternativa seria o índice de valor real da produção industrial no Brasil, mas as estatísticas são bastante incompletas, sendo de outubro de 1973 o dado mais recente. Finalmente, a terceira razão é a de que a correlação simples entre as taxas de variação mensal dos dois índices para o período agosto/1969 a outubro/1973 é bastante elevada (cerca de 0,86), enquanto que a correlação entre níveis absolutos mensais é praticamente unitária (0,98). Portanto, a produção industrial em São Paulo é uma *proxy* bastante satisfatória para a produção industrial nacional, com as vantagens de informações mais rápidas e fidedignas. Haveria ainda outro índice passível de comparação: o valor *nominal* da produção industrial em São Paulo; porém, os seus movimentos são dominados pelo comportamento dos preços e pouco refletem as variações na produção física. A correlação entre as taxas de variação dos índices de valor real e valor nominal da produção industrial em São Paulo é de 0,93, e praticamente igual a um (0,998) para as variáveis expressas em níveis.

Os anos entre 1969 e 1974 — para os quais foi possível reunir informações mensais de todas as variáveis — correspondem a um período de crescimento econômico a taxas extraordinárias, na média acima de 10% ao ano. Conseqüentemente, os avanços e retardos estimados refletem as condições específicas desse período: gradual extinção da capacidade ociosa, expectativas otimistas de crescimento contínuo, inflação levemente decrescente e sob controle governamental, crescimento explosivo das exportações, etc. As condições reinantes em 1975 e para o futuro próximo são claramente diferentes, e em princípio os indicadores estimados com base nas condições em 1969/74 deveriam ser encarados como suspeitos. Entretanto será demonstrado que eles conseguem identificar satisfatoriamente as crises conjunturais nos períodos anteriores a 1969 e são consistentes

com as outras informações e opiniões registradas sobre a queda do ritmo de crescimento em 1975.

O critério empregado para classificar as variáveis entre antecedentes, coincidentes e retardadas em relação à produção industrial de São Paulo foi o de correlacionar o índice de produção industrial, com diversos retardos e avanços, com cada uma das variáveis. Até seis retardos e avanços foram examinados. A seqüência de coeficientes de correlação permitiu então identificar se a variável antecede (no caso de coeficientes de correlação mais elevados para as taxas avançadas de variação mensal da produção industrial), coincide (correlação mais elevada para variações simultâneas) ou retarda-se (condições opostas ao caso de antecedência).<sup>12</sup> Identificado o ramo da estrutura onde se localizam as maiores correlações, escolhe-se aquela com maior valor, e teremos identificado a média de retardos e avanços entre as variáveis.

As duas primeiras colunas na Tabela 2 reproduzem o valor da maior correlação encontrada na seqüência de retardos e avanços e respectivo retardo em meses entre a taxa de variação mensal da produção real em São Paulo e cada variável listada. Os resultados podem ser considerados satisfatórios, considerando-se que as variáveis são mensais e estão expressas em taxas de variação. Apenas nove entre as correlações estimadas para as 40 primeiras variáveis não diferem significativamente de zero ao nível de 5%. Dezesseis variáveis classificam-se como retardadas em relação à produção industrial, sendo quatro correlações não significativamente diferentes de zero. O retardo médio geral é de quase dois meses (1,9 mês), com retardos variando entre um e três meses. Quanto aos movimentos antecedentes, 13 variáveis acusaram avanços em relação ao valor real da produção, variando em dois a seis meses, com um avanço médio geral próximo a três meses (2,8 meses). Três das 13 correlações não diferem de zero. Finalmente, 11 variáveis mostram movimentos coincidentes, com apenas duas correlações não significativamente diferentes de zero.

<sup>12</sup> Seja  $\dot{y}_t$  a taxa de variação mensal da produção industrial  $y$ , no período  $t$ , e  $\dot{x}_t$  a taxa de variação mensal de uma variável genérica  $X$ . Diz-se que  $X$  antecede  $y$  se a correlação entre  $\dot{y}_t$  e  $\dot{x}_{t-i}$  para  $i = 1, 2, \dots$ , supera qualquer correlação entre  $\dot{y}_t$  e  $\dot{x}_{t+i}$ . No caso de séries coincidentes, a maior correlação ocorre entre  $\dot{y}_t$  e  $\dot{x}_t$ .

TABELA 2

*Retardos (—) e avanços (+) em meses dos movimentos de diversas variáveis em relação ao valor real da produção industrial em São Paulo*

*(Período: agosto de 1969 a dezembro de 1974)*

Códigos	Nome das Variáveis	Flutuações Mensais		Ciclos Periódicos com a Duração de					
				Um Ano		Seis Meses		Dois Meses	
		Corre- lação*	Re- tardo	Corre- lação	Re- tardo	Corre- lação	Re- tardo	Corre- lação	Re- tardo
1	Índice de Oferta de Emprego Industrial, São Paulo, Global.....	0,301	— 3	0,524	+4-5	0,242	0	0,572	—0-1
2	<i>Idem</i> , Produção.....	0,306	+ 2	0,368	0	0,620	+2-3	0,804	+ 1
3	<i>Idem</i> , Administração.....	0,248	-- 1	0,708	+ 5	0,737	—0-1	0,570	—0-1
4	<i>Idem</i> , Técnicos.....	0,345	+ 2	0,596	+0-1	0,371	+1-2	0,501	+ 1
5	<i>Idem</i> , Vendas.....	0,332	— 3	0,117	—4-5	0,597	—4-5	0,161	—0-1
6	Área Licenciada para Edificações, Total.....	0,255	+ 3	0,262	—0-1	0,737	—2-3	0,528	+0-1
7	<i>Idem</i> , Não-Residencial.....	0,343	+ 3	0,677	0	0,937	+2-3	0,669	+0-1
8	<i>Idem</i> , Residencial.....	0,271	0	0,578	—1-2	0,565	+3-4	0,171	+0-1
9	Valor dos Títulos Protestados, São Paulo.....	—0,317 <sup>b</sup>	-- 3	0,696	—2-3	0,342	+4-5	0,350	+1-2
10	Valor dos Cheques Compensados.....	0,651	0	0,826	0	0,667	—1-2	0,163	0
11	Redescontos dos Bancos Comerciais, Total.....	0,353	+ 2	0,381	— 6	0,469	+ 2	0,248	+1-2
12	<i>Idem</i> , Liquidez.....	0,203 <sup>c</sup>	+ 5	0,761	+ 6	0,766	+ 2	0,547	+1-2
13	<i>Idem</i> , Manufaturados.....	0,194 <sup>e</sup>	0	0,634	+ 2	0,644	+5-6	....	0
14	<i>Idem</i> , Agropecuários.....	0,371	— 1	0,713	+ 2	0,670	0	0,083	—1-2
15	Empréstimos ao Setor Privado, Total.....	0,268	— 2	0,628	— 1	0,849	—1-2	0,329	0
16	<i>Idem</i> , Comércio.....	0,204 <sup>e</sup>	0	0,710	+1-2	0,594	—0-1	0,372	—1-2
17	<i>Idem</i> , Indústria.....	0,364	— 2	0,505	-- 1	0,642	— 1-2	0,366	— 1
18	<i>Idem</i> , Agropecuária.....	0,164 <sup>e</sup>	— 1	0,544	+1-2	0,629	—1-2	0,644	—1-2
19	Estoque de Moeda, Conceito M <sub>1</sub> .....	0,165 <sup>e</sup>	—1-2	0,739	— 4	0,711	-- 1	0,280	—1-2
20	<i>Idem</i> , M <sub>2</sub> .....	0,234	-- 2	0,786	—3-4	0,754	—1-2	0,294	—0-1
21	<i>Idem</i> , M <sub>3</sub> .....	0,291	— 2	0,486	— 3-4	0,728	—1-2	0,216	0
22	<i>Idem</i> , M <sub>6</sub> .....	0,193 <sup>e</sup>	— 2	0,694	—3-4	0,732	—1-2	0,276	—0-1

Continua

Continuação

Códigos	Nome das Variáveis	Flutuações Mensais		Ciclos Periódicos com a Duração de					
				Um Ano		Seis Meses		Dois Meses	
		Corre- lação <sup>a</sup>	Re- tardo	Corre- lação	Re- tardo	Corre- lação	Re- tardo	Corre- lação	Re- tardo
23	Arrecadação com IPI, São Paulo.....	0,285	+ 3	0,991	+ 4	0,260	- 4	0,462	-0-1
24	<i>Idem</i> , Brasil.....	0,242	+ 6	0,804	+3-4	0,486	0	0,202	-1-2
25	Arrecadação com ICM, São Paulo.....	0,312	- 3	0,840	-4-5	0,831	-2-3	0,134	- 1
26	<i>Idem</i> , Brasil.....	0,208 <sup>e</sup>	- 3	0,826	-2-3	0,822	-3-4	0,204	-0-1
27	Empréstimos por Aceite Cambial.....	0,244	+ 3	0,669	+6-7	0,671	+ 3	0,921	0
28	Consumo Industrial de Energia Elétrica, Rio-São Paulo	0,385	- 1	0,652	-0-1	0,150	0	0,259	0
29	Índice de Emprego Industrial em São Paulo.....	0,113 <sup>c</sup>	+ 2	0,148	+2-3	0,552	0	0,780	0
30	Índice de Pessoal Ocupado na Indústria de Transformação	0,354	+ 2	0,968	+ 1	0,707	+ 1	0,845	+0-1
31	Índice de Salário Médio Industrial em São Paulo.....	0,235	-0-1	0,429	+1-2	0,809	-0-1	0,441	- 1
32	Bolsa de Valores, IBV.....	0,231	+ 2	0,261	+1-2	0,222	+0-1	0,304	+0-1
33	<i>Idem</i> , SN.....	0,169 <sup>e</sup>	+ 2	0,270	+1-2	0,251	+0-1	0,454	+0-1
34	Vendas de Aparelhos Eletrodomésticos.....	0,412	0	0,628	-2-3	0,739	0	0,129	0
35	Vendas de Aparelhos Eletrônicos.....	0,558	0	0,678	- 1	0,877	0	0,738	0
36	Consumo de Borracha, Total, São Paulo.....	0,639	0	0,589	0	0,627	+1-2	0,335	0
37	Produção de Cimento.....	0,417	0	0,585	- 1	0,640	-1-2	0,570	0
38	Produção de Aço em Lingotes	0,480	0	0,428	-0-1	0,552	-1-2	0,589	-0-1
39	Produção de Laminados.....	0,612	0	0,616	0	0,301	0	0,734	+0-1
40	Produção de Autoveículos.....	0,734	0	0,817	+1-2	0,827	0	0,547	+ 2
42	Valor Real da Produção Industrial, Brasil.....	0,855	0	0,786	0	0,843	0	0,952	0
44	Valor Nominal da Produção Industrial em São Paulo...	0,928	0	0,979	0	0,846	0	0,792	0

<sup>a</sup>Maior coeficiente de correlação entre  $y_t$  e  $X_{t-6}, X_{t-5}, \dots, X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t+6}$ .

<sup>b</sup>Associação negativa entre protestos e renda.

<sup>c</sup>Não significativamente diferente de zero ao nível de 5%.

Veja anotações no rodapé da Tabela I.

### 3.4 — Crítica dos retardos e avanços estimados

Quanto aos resultados particulares, a maioria dos retardos e avanços estimados é coerente com o que era esperado teoricamente. Contudo, em alguns casos, as evidências conflitam com as antecipações teóricas. Assim, era de se esperar que as flutuações no valor dos títulos protestados, nos empréstimos ao setor privado, no estoque de moeda e no consumo industrial de energia elétrica antecedessem as flutuações na produção industrial. A primeira variável — valor de títulos protestados — é freqüentemente apontada como uma primeira indicação das perspectivas de solvência de empresas e consumidores nos próximos meses: um aumento (real) no valor de títulos protestados antecede as falências e concordatas, as dispensas de mão-de-obra, uma queda na demanda e, eventualmente, uma menor taxa de crescimento da produção. As duas variáveis seguintes (os empréstimos ao setor privado e os diversos conceitos de estoque de moeda) são interpretadas como condicionantes ao nível de liquidez do setor privado, e são mesmo utilizadas como instrumento de política econômica.<sup>13</sup> Firralmente, a energia elétrica é considerada como um fator básico de produção industrial, e como tal o seu emprego (consumo) deve necessariamente anteceder a produção final.

A evidência de que a arrecadação do IPI (em São Paulo e agregado para o Brasil) antecede a produção industrial é insensata. Uma vez que o imposto incide sobre a produção já realizada, sua arrecadação terá que se atrasar pelo número de meses necessário à coleta e recolhimento fiscal. Na prática, o recolhimento fiscal do IPI retarda-se em aproximadamente um mês, em São Paulo e, em pouco mais, nos demais Estados.

Em princípio, a causalidade fluindo de uma determinada variável  $X$  para uma outra variável  $Y$  não implica que as flutuações em  $X$

<sup>13</sup> A evidência de que variações mensais no estoque de moeda são retardadas em relação às variações mensais na produção industrial não pode ser interpretada como uma evidência contra a eficácia da política monetária, nos moldes sugeridos pela teoria quantitativa moderna. O efeito positivo da moeda nos preços e renda real é uma evidência irrefutável a longo prazo. Variações no estoque de moeda antecedem a produção industrial (e provavelmente a renda) nos ciclos com duração de 18-24 meses, em 8-10 meses para os conceitos  $M_1$  e  $M_2$  e em 7-9 meses para o conceito  $M_3$ .

terão que anteceder necessariamente as flutuações em  $Y$ . Afinal, se as mudanças em  $X$  são previstas, indivíduos e empresas podem reagir antecipadamente em  $Y$ .<sup>14</sup> A mesma Tabela 2 deu provas deste tipo de comportamento, onde movimentos nos preços de ações revelaram anteceder o crescimento da atividade industrial (e, conseqüentemente, o lucro das empresas). Mas antecipações não podem explicar as evidências de avanços da arrecadação do IPI em relação à produção industrial, pois a arrecadação do IPI incide sobre a produção já realizada, ou seja, a arrecadação antecipada à produção é ilógica.

### 3.5 — Efeitos da estacionalidade nas estimativas de retardos e avanços

O fato de a maioria dos retardos e avanços estimados serem consistentes com o esperado teoricamente não impede que alguma reflexão seja feita para identificar as causas das evidências desconexas. As correlações reproduzidas na primeira coluna numérica da Tabela 2 foram estimadas sem prévia correção das flutuações estacionais. Variáveis econômicas exibem geralmente um movimento estacional acentuado,<sup>15</sup> e assim seria possível que os retardos e avanços estimados fossem dominados pelo retardo e avanço puramente estacional.

<sup>14</sup> Veja, também, outra linha de argumentos apresentada por James Tobin, "Money and Income; Post Hoc Ergo Propter Hoc", in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 84 (maio de 1970), pp. 301-317; e "Coment on Tobin", por Milton Friedman e "Rejoinder" por Tobin, na mesma publicação, pp. 318-327 e pp. 328-329, respectivamente. Para um tratamento mais sofisticado, consulte C. W. J. Granger, "On the Properties of Forecasts Used in Optimal Economic Policy Decisions", in *Journal of Public Economics*, vol. 2 (novembro de 1973), pp. 347-356; e "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", in *Econometrica*, vol. 37 (julho de 1969), pp. 424-438; e Christopher A. Sims, "Are There Exogenous Variables in Short-Run Production Relations?", in *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 1 (janeiro de 1972), pp. 17-36; e "Money, Income and Causality", in *American Economic Review*, vol. 62 (setembro de 1972), pp. 540-552.

<sup>15</sup> De um modo geral, flutuações estacionais são apontadas como mais importantes do que qualquer outra flutuação. Veja Julius Shiskin, "Decomposition of Economic Time Series", in *Science*, vol. 128, n.º 3338 (dezembro de 1958), pp. 1539-1546; e "Measuring Current Economic Fluctuations", in *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 2, n.º 1 (janeiro de 1973), pp. 1-15.

O argumento de que a estacionalidade nas flutuações das variáveis distorce as estimativas de retardo e avanço médio das variáveis será tanto mais válido quanto mais importante for a flutuação estacional na explicação da variância do índice de produção. Contudo, mesmo que uma variável econômica exiba uma forte estacionalidade, a sua correlação estacional com o índice de produção industrial será nula (ou negligível) se este índice for desprovido de estacionalidade.

A Tabela 3 mostra a decomposição por análise espectral da variância das taxas de variação relativa dos três índices de produção industrial disponíveis em uma tendência e seis ciclos. A variância total da taxa de variação do valor nominal da produção industrial em São Paulo é de 0,004 266; da produção real, em São Paulo, de 0,004 426; e, no Brasil como um todo, de 0,002 676. A tendência das taxas de variação tem uma contribuição modesta para a explicação da variância total, como era de se esperar, uma vez que o emprego de taxas de variação elimina grande parte da tendência da variável. Para as três séries de produção industrial a tendência linear contribui com menos de 1% para a explicação do seu comportamento. Ciclos de longa duração entre quatro e cinco anos não são importantes nas séries observadas; a sua explicação é igualmente inferior a 1%, devido provavelmente ao curto intervalo de tempo disponível

TABELA 3

*Decomposição da variância total dos índices de produção industrial em componentes cíclicos*  
(Período: agosto de 1969 a dezembro de 1974)

Flutuação Cíclica	Valor Nominal da Produção Industrial em São Paulo		Valor Real da Produção Industrial em São Paulo		Valor Real da Produção Industrial - Brasil	
	Decomposição da Variância	Proporção	Decomposição da Variância	Proporção	Decomposição da Variância	Proporção
Tendência	0,000 026	0,61	0,000 013	0,29	0,000 013	0,49
4-5 anos	0,000 031	0,72	0,000 017	0,38	0,000 017	0,64
18-24 meses	0,000 135	3,16	0,000 206	4,65	0,000 114	4,26
12 meses	0,000 386	9,04	0,000 595	13,44	0,000 199	7,44
6-8 meses	0,000 448	10,50	0,000 339	7,66	0,000 294	10,98
3-5 meses	0,000 857	20,09	0,000 914	20,65	0,000 512	19,13
2-3 meses	0,002 382	55,84	0,002 342	52,91	0,001 524	56,95
Variância Total	0,004 266	100,00	0,004 426	100,00	0,002 676	100,00



(agosto de 1969 a dezembro de 1974). Ciclos com duração entre 18 e 24 meses já mostram alguma importância, com 3,2, 4,7 e 4,3% para a explicação da variância dos índices de valor nominal e real da produção industrial, em São Paulo, e de valor real na produção nacional, respectivamente. As flutuações estacionais são identificadas pelos ciclos de 12 meses e a sua contribuição varia de 7 a 13% para o valor real da produção industrial no Brasil e São Paulo, respectivamente. A série escolhida como base — o valor real da produção industrial em São Paulo — é a que exhibe maior importância nas flutuações estacionais, mas, apesar de aparentemente elevada, a contribuição dos movimentos estacionais é amplamente superada pela contribuição dos movimentos cíclicos com duração inferior a oito meses. Mais da metade da variância total das taxas de variação da produção industrial é explicada pelas flutuações com duração de dois a três meses. Considerando os movimentos até cinco meses, aproximadamente 3/4 da variância total das séries são explicados pelos ciclos de curta duração. É importante acrescentar que experimentos com as outras séries de produção industrial não invalidam as conclusões quanto aos retardos e avanços estimados em relação ao índice de valor real da produção industrial em São Paulo.

Portanto, a conclusão importante que se pode obter da Tabela 3 é a de que os movimentos estacionais nos índices de produção industrial têm uma contribuição relativamente modesta para a formação da variância total, em comparação com os movimentos de curto prazo, que explicam mais de 70% da variância total.

Resta ainda decidir o que fazer com aqueles casos que apresentaram evidências de retardos ou avanços inconsistentes com o raciocínio teórico ou com a lógica. Alguns dos casos mostram coeficientes de correlação que não diferem significativamente de zero e podem, portanto, ser negligenciados. Porém, as correlações significantes ao nível de 1% para o consumo industrial de energia elétrica, a arrecadação de IPI, os dois conceitos de moeda ( $M_2$  e  $M_3$ ), os empréstimos e o valor de títulos protestados sugerem cautela no emprego destas variáveis.

Uma vez que a decomposição da variância dos índices de produção na Tabela 3 forneceu detalhes valiosos sobre o grau de importância relativa das flutuações estacionais, vamos utilizar o mesmo critério para decompor a correlação entre as variáveis e o índice de produção

industrial em São Paulo em componentes cíclicos. Para simplificar, consideremos apenas três ciclos, com a duração de um ano (flutuação estacional), seis meses e dois meses. Ignoremos, portanto, ciclos com duração superior a 12 meses, uma vez que as séries são curtas (total de 65 observações mensais) e, além disto, o interesse do trabalho está voltado para as flutuações a curto prazo. A Tabela 3 havia mostrado que os movimentos de curto prazo contribuem com mais de 70% para a explicação da variância dos índices de produção industrial. As demais colunas da Tabela 2 reproduzem os coeficientes de correlação e os retardos ou avanços das variáveis em relação à produção industrial para os três ciclos escolhidos.

A Tabela 2 revela duas evidências importantes.

Primeiro, retardos e avanços se modificam conforme a duração do ciclo. Assim, é possível encontrar variáveis — por exemplo, o índice de oferta total do emprego industrial em São Paulo — que antecedem a produção industrial nos movimentos estacionais (no caso o avanço é de quatro ou cinco meses) e ao mesmo tempo coincidem ou retardam-se nos ciclos menores. Para outras variáveis — por exemplo, a área total licenciada para edificações — existe retardo nos ciclos estacionais e avanço nos ciclos menores (de dois meses). Em poucas ocasiões, uma variável mostrou-se totalmente retardada, coincidente ou avançada em relação à produção industrial, mas, mesmo assim, o número de meses do retardo não era único. Esta conclusão confirma que a hipótese de “retardo puro” (*pure delay*) é raramente aceita, embora seja conveniente operacionalmente e amplamente utilizada.

A segunda evidência é a de que os coeficientes de correlação variam de acordo com a duração do ciclo. Praticamente, para quase metade das variáveis, a correlação mais baixa ocorre nos ciclos estacionais. Apenas em 14 das 40 variáveis a correlação é mais elevada nas flutuações estacionais, mas é interessante ressaltar que neste grupo se encontram os casos em que o retardo ou o avanço conflitou com o raciocínio teórico. Assim, os retardos encontrados, na primeira coluna da Tabela 2, para o valor dos títulos protestados, para os empréstimos ao setor privado, para os conceitos de moeda e para o consumo industrial de energia elétrica são coerentes com os retardos nas flutuações estacionais, estimados com a decomposição cíclica das séries. Da mesma forma, os avanços na arrecadação do IPI (São

Paulo e Brasil) estimados com as correlações simples são consistentes com as evidências dos ciclos estacionais. Esta conclusão favorece a idéia de que os conflitos das evidências com a lógica resultam basicamente da associação entre flutuações estacionais das variáveis. Para evitar uma discussão prolongada e até certo ponto estéril a respeito, indicadores serão montados excluindo as variáveis em conflito.

### 3.6 — Composição dos indicadores

Da lista de 40 variáveis disponíveis serão aproveitadas 28 variáveis na construção dos indicadores. Foram abandonadas 12 variáveis, quer devido ao baixo nível de significância das correlações, quer devido à inconsistência dos retardos estimados — como a arrecadação do IPI em São Paulo e Brasil — ou ainda devido à existência de variáveis que retratam o mesmo fenômeno com mais vantagens — como os conceitos de oferta de moeda e o índice SN da Bolsa de Valores.

O indicador antecedente será composto por dez variáveis: índice de oferta de emprego industrial em São Paulo (produção e técnicos); área licenciada (total e não-residencial); redescontos dos bancos comerciais (total e liquidez); empréstimos por aceite cambial; índice de emprego industrial; índice de pessoal ocupado na indústria de transformação; e o índice BV da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro.

O indicador coincidente é formado por 12 variáveis: área licenciada para construções residenciais; valor dos cheques compensados; redescontos (manufaturados); empréstimos ao comércio; salário médio industrial; vendas de aparelhos eletrônicos e eletrodomésticos; consumo de borracha; produção de cimento; produção de aço em lingotes; produção de laminados; e produção de autoveículos.

Finalmente, o indicador retardado é formado por seis variáveis: índice de oferta de emprego (total, administrativa e vendas); arrecadação de ICM (São Paulo e Brasil); e estoque de moeda, conceito  $M_3$  (papel-moeda; depósitos à vista e a prazo nos bancos comerciais; cadernetas de poupança; estoques de letras de câmbio, letras imobiliárias; e letras e obrigações reajustáveis do Tesouro Na-

cional).<sup>16</sup> Em princípio, os indicadores não deveriam conter instrumentos de política econômica na sua composição. Entretanto, o estoque de moeda  $M_3$  foi incluído por dois motivos. Primeiro, porque este conceito de moeda agrega o estoque de inúmeros ativos financeiros e, portanto, a proporção efetivamente “exógena” do conceito é minorada. Em segundo lugar, porque o conceito  $M_3$  demonstrou retardos, ao invés de avanços, em relação à produção industrial.

#### 4 — Critérios para a construção de indicadores econômicos

Os métodos mais conhecidos para a construção de indicadores de atividade são em número de três:

- a) “índice de difusão”;
- b) método de “componentes principais”;
- c) índice ponderado de taxas “normalizadas” de variação.

##### 4.1 — Índices de difusão

O índice de difusão para um determinado período e grupo de variáveis é simplesmente o número de variáveis em expansão expresso como uma percentagem do número total de variáveis consideradas.<sup>17</sup> Uma versão alternativa deste critério é considerar a diferença entre

<sup>16</sup> A inexistência de informações mensais mais remotas impediu que o indicador retardado com seus variáveis fosse estimado para 1960 e 1961. Para torná-lo tão completo quanto os demais, foi estimado um indicador alternativo com as seis variáveis retardadas rejeitadas: valor dos títulos protestados; redescontos a agropecuária; empréstimos ao setor privado (indústria, agropecuária e total); e consumo industrial de energia elétrica. O indicador com esta composição substituiu o indicador retardado no período de janeiro de 1960 a outubro de 1962.

<sup>17</sup> Sidney S. Alexander, “Rate of Change Approaches to Forecasting — Diffusion Indexes and First Differences”, in *Economic Journal*, vol. 68 (junho de 1958).

as percentagens de variáveis em crescimento e em queda. O Centro de Estudos Industriais do IBRE (Fundação Getúlio Vargas) adota este último critério para as sondagens conjunturais da produção industrial. Este indicador trimestral vem sendo publicado regularmente pela revista *Conjuntura Econômica* a partir de 1968. Posteriormente compararemos os nossos indicadores com o índice de difusão da FGV.

A principal — e praticamente única — vantagem do índice de difusão é a simplicidade na sua construção. Escolhidas as variáveis torna-se necessário apenas o seu acompanhamento periódico. Uma vez que a única informação requerida é o sentido da variação (aumento, queda ou estabilidade) de cada variável, o critério é apontado como relativamente imune a erros de medida. Assim, é pouco importante, para efeito de cálculo do índice de difusão, que o aumento sofrido por uma variável seja 1 ou 50%, uma vez que sua contribuição para o índice será idêntica, ou seja, contribuirá uma única vez como série crescente para a proporção de variáveis em expansão no número total de variáveis. Contudo, uma das principais críticas ao emprego de índices de difusão resulta precisamente da vantagem assinalada acima. O critério — como a maioria dos outros critérios — não distingue entre variações nominais e reais, mas sua implicação é muito mais crítica no caso de índices de difusão. Uma variável que cresça 10% em termos nominais figurará como uma série crescente no índice de difusão, ainda que em termos reais possa ter caído em 10%, face a uma inflação de 20% no período. Por este motivo, sempre que possível deve-se evitar incluir variáveis expressas em valores nominais no grupo de variáveis analisadas, embora nem sempre seja possível atender esta sugestão, principalmente no caso brasileiro.

#### 4.2 — Componentes principais de séries econômicas

O critério de componentes principais vem sendo popularizado como uma forma simples de obter informações sobre o comportamento da atividade econômica e renda real. Variáveis econômicas flutuam em resposta a um grande número de efeitos. Parte das flutuações é expli-

cada pelas mudanças ocorridas em um grande número de variáveis. Em geral, grande parte das flutuações é explicada pela flutuação na renda (real ou nominal) da economia. Uma vez que variáveis econômicas são em maior ou menor grau colineares devido à correlação com uma variável comum (principalmente a renda da economia), o método de componentes principais identifica e quantifica este fator comum às diversas variáveis. O primeiro componente principal corresponde assim a uma estimativa *proxy* para o comportamento da atividade econômica.

Consideremos as variáveis básicas sob a forma de taxas de variação mensal. Sejam estas taxas de variação de  $m$  variáveis previamente normalizadas (média nula e variância unitária), com  $n$  observações cada, dispostas numa matriz  $Z (n \times m)$ .<sup>18</sup> O objetivo da técnica é obter um vetor coluna  $P (n \times 1)$  que, multiplicado pela transposta de um vetor de escalares  $A (m \times 1)$ , explique o melhor possível a matriz  $Z$ . O critério é semelhante ao dos mínimos quadrados, onde  $Z-PA'$  corresponde a uma discrepância a ser minimizada. A soma do quadrado das discrepâncias corresponde ao traço de um produto matricial:

$$\text{tr} (Z - PA')' (Z - PA') = \text{tr} (Z' Z - 2P' ZA + A' A) \quad (1)$$

que deve ser minimizado. Diferenciando em relação a  $A'$  e igualando a zero, obtemos:

$$-2Z' P + 2A = 0$$

ou

$$Z' P = A \quad (2)$$

Substituindo em (1), obtemos:

$$\text{tr} (Z' Z - 2P' ZZ' P + P' ZZ' P) = \text{tr} (Z' Z) - P' ZZ' P \quad (3)$$

<sup>18</sup> Consultar, por exemplo, Henry Theil, *Principles of Econometric* (New York: J. Willey and Sons, Inc., 1971), pp. 46-55; Harry H. Harman, *Modern Factor Analysis* (Chicago: University of Chicago Press, 1967), em particular Capítulos 2 e 8; Donald F. Morrison, *Multivariate Statistical Methods* (New York: McGraw-Hill Book Co., 1967), pp. 221-258; e J. Johnston, *Econometric Methods* (2.<sup>a</sup> edição; New York: McGraw-Hill Book Co., 1972), pp. 322-334.

Impondo a restrição  $P'P = I$ , escrevemos a função de Lagrange:

$$G = \text{tr } Z' Z - P' Z Z' P + \lambda (P' P - I)$$

que, derivada em relação a  $P$ , resulta em:

$$\frac{\partial G}{\partial P} = -2 Z Z' P + 2\lambda P \quad (4)$$

Igualando a expressão (4) a zero, temos:

$$Z Z' P - \lambda P = (Z Z' - \lambda I) P = 0 \quad (5)$$

onde  $P$  é o vetor característico da matriz semidefinida positiva  $Z Z'$ , correspondente à raiz característica  $\lambda$ ,<sup>19</sup> e  $I$  a matriz unitária  $n \times n$ . Pré-multiplicando a equação (5) por  $P'$ , obtemos:

$$\begin{aligned} P' Z Z' P - P' \lambda P &= 0 \\ P' Z Z' P &= P' \lambda P = \lambda P' P = \lambda \end{aligned} \quad (6)$$

Para maximizar  $P' Z Z' P$  consideremos a maior raiz característica da matriz semidefinida  $Z Z'$ . A expressão (5) implica que:

$$Z Z' P = \lambda P = Z A \quad (7)$$

ou

$$P = \frac{1}{\lambda} Z A \quad (8)$$

Pré-multiplicando a equação (5) por  $Z'$  e utilizando o resultado (2), obtemos:

$$(Z' Z - \lambda I) Z' P = (Z' Z - \lambda I) A = 0$$

ou seja, o vetor  $A$  corresponde ao vetor característico da matriz  $Z Z'$ . Obtendo então a raiz característica  $\lambda$  e vetor característico  $A$  da matriz  $Z Z'$ , o vetor  $P$ , denominado componente principal da matriz  $Z$ , pode ser estimado. Por definição, o vetor  $P$  é aquele que permite

<sup>19</sup> Note-se que quando as variáveis são normalizadas a matriz  $Z Z'$  corresponde à matriz de correlação, com diagonal unitária e correlações nos demais elementos.

minimizar o quadrado das discrepâncias  $Z - PA'$  e fornece a melhor descrição linear das  $m$  variáveis dispostas na matriz  $Z$ . Uma vez que as  $m$  variáveis estão expressas em taxas de variação normalizadas, o vetor  $P$  corresponde às taxas de variações, igualmente normalizadas, do fator comum às flutuações nas  $n$  variáveis.

Naturalmente outros  $m-1$  componentes principais poderiam ser obtidos até a explicação total (100%) da variância das  $m$  variáveis. Entretanto, isto não é necessário nem recomendável. Em geral, uma larga proporção da variância das  $m$  variáveis é explicada pelo primeiro componente principal. Como, por hipótese básica, todas as  $m$  variáveis são fortemente colineares entre si devido à renda real, aceitaremos que apenas o primeiro componente  $P$  seja uma *proxy* satisfatória para as flutuações na renda real e atividade econômica. Finalmente, cabe apontar que a técnica de componentes principais já foi empregada para mensurar renda mensal e trimestral no Brasil, para posterior emprego como variável independente.<sup>20</sup>

Apesar de sua simplicidade, o método de extração de componentes principais apresenta duas desvantagens para a construção de indicadores. A primeira desvantagem resulta da necessidade de que as séries *input* cubram o mesmo período, fato que limita as projeções preliminares baseadas em umas poucas séries. A segunda desvantagem é a de ser necessário recalcular as médias, as variâncias, a raiz característica e o vetor característico cada vez que uma nova informação mensal torna-se disponível ou é corrigida.

Para que o primeiro componente principal possa ser identificado como uma *proxy* satisfatória para a renda nacional ou nível de atividade é importante que a colinearidade entre as variáveis em  $Z$  seja elevada. Identifiquemos a colinearidade entre duas variáveis pelo coeficiente de correlação. As Tabelas 4, 5 e 6 mostram as

<sup>20</sup> Veja Celso L. Martone, "Stabilization and Growth in Brazil: A Study in Economic Policy" (Universidade de Chicago, junho de 1972), para uma análise trimestral; e C. R. Contador, "Money, Inflation and the Stock Market; The Brazilian Case" (tese de doutorado, Universidade de Chicago, junho de 1973), para uma análise mensal. A mesma técnica permitiu identificar, em linhas gerais, o comportamento histórico da renda real anual do Brasil desde 1860. Veja C. R. Contador e C. L. Haddad, "Produto Real, Moeda e Preços; A Experiência Brasileira no Período 1861-1970", in *Revista Brasileira de Estatística* (a ser publicado).



TABELA 4  
Correlação entre variáveis que compõem o indicador antecedente

Códigos	Variáveis	2	4	6	7	11	12	27	29	30
2	Índice de Oferta de Emprego Produção .....	1,000								
4	<i>Idem</i> , Técnicos .....	0,469	1,000							
6	Área Licenciada, Total .....	--0,154	--0,013	1,000						
7	<i>Idem</i> , Não-Residencial .....	--0,178	--0,001	0,758	1,000					
11	Redescontos dos Bancos Co- merciais, Total .....	0,218	0,243	--0,125	--0,174	1,000				
12	<i>Idem</i> , Liquidez .....	0,093	0,231	--0,111	--0,081	0,572	1,000			
27	Empréstimos por Aceite Cam- bial .....	0,051	0,025	0,085	0,073	--0,138	0,003	1,000		
29	Emprego Industrial em São Paulo .....	0,137	0,183	--0,170	--0,144	0,287	0,061	0,089	1,000	
30	Pessoal Ocupado na Indústria	0,059	0,175	0,034	--0,149	0,233	0,170	--0,071	0,045	1,000
31	Índice BV .....	0,224	0,301	--0,070	--0,089	--0,109	--0,053	0,071	--0,085	0,061

TABELA 5

Correlação entre variáveis que compõem o indicador coincidente

Códigos	Variáveis	8	10	13	16	31	34	35	36	37	38	39
8	Área Licenciada, Residencial.....	1,000										
10	Valor dos Cheques Com- pensados.....	0,265	1,000									
13	Redescontos dos Bancos Comerciais, Manufatu- rados.....	-0,026	0,080	1,000								
16	Empréstimos ao Setor Privado, Comércio....	0,045	0,071	0,124	1,000							
31	Índice de Salário Médio Industrial.....	0,192	0,337	0,107	0,175	1,000						
34	Vendas de Aparelhos Eletrodomésticos.....	0,023	0,324	0,138	0,134	0,132	1,000					
35	Vendas de Aparelhos Eletrônicos.....	0,201	0,432	0,073	-0,028	0,032	0,358	1,000				
36	Consumo de Borracha, São Paulo.....	0,157	0,402	-0,079	0,082	0,074	0,256	0,355	1,000			
37	Produção de Cimento ..	0,138	0,501	-0,005	0,051	0,226	0,226	0,314	0,192	1,000		
38	Produção de Aço em Lingotes.....	0,353	0,542	-0,043	0,158	0,254	0,248	0,433	0,400	0,636	1,000	
39	Produção de Laminados	0,350	0,598	0,047	-0,005	0,313	0,280	0,433	0,499	0,623	0,640	1,000
40	Produção de Autoveícu- los.....	0,171	0,572	0,114	0,139	0,023	0,309	0,451	0,574	0,122	0,159	0,345

TABELA 6

*Correlação entre variáveis que compõem o indicador retardado*

Códigos	Variáveis	1	3	5	21	25
1	Índice de Oferta de Emprego, Global..	1,000				
3	<i>Idem</i> , Administração	0,907	1,000			
5	<i>Idem</i> , Vendas.....	0,568	0,417	1,000		
21	Estoque de Moeda, M <sub>3</sub>	-0,374	-0,228	-0,528	1,000	
25	Arrecadação com ICM, São Paulo.....	0,071	0,084	0,060	-0,176	1,000
26	<i>Idem</i> , Brasil.....	-0,070	-0,017	-0,040	-0,005	0,705

matrizes de correlação entre as taxas de variação das variáveis que compõem cada um dos índices. As correlações, de um modo geral, são bastante modestas e muitas não diferem significativamente de zero, demonstrando que o fator comum — no caso uma *proxy* para renda real ou atividade econômica — identificado pelo primeiro componente principal explica uma proporção muito pequena da variância das variáveis. A Tabela 7 confirma que a proporção da variância explicada pelo primeiro componente principal é modesta: cerca de 23% para o indicador antecedente; 35% para o coincidente; e 27% para o retardado. Estas evidências formam uma desvantagem adicional que deve ser adicionada às duas desvantagens já citadas.

Contudo, isto não significa que a técnica de componentes principais seja pouco adequada para “capturar” o comportamento da renda real, ou qualquer outra variável. Esta técnica pode ser valiosa em outras situações, como nos trabalhos citados, embora não seja a mais adequada ao nosso objetivo específico de obter indicadores de atividade.

TABELA 7

## Indicadores baseados no primeiro componente principal

Indicador Antecedente		Indicador Coincidente		Indicador Retardado	
Variáveis	Vetores <sup>a</sup>	Variáveis	Vetores <sup>a</sup>	Variáveis	Vetores <sup>a</sup>
Índice de Oferta de Emprego	0,361	Área Licenciada, Residencial . . . . .	0,188	Índice de Oferta de Empre-	0,432
Produção . . . . .	0,307	Valor dos Cheques Compensados . . . . .	0,402	go, Global . . . . .	0,369
<i>Idem</i> , Técnicos . . . . .		Redescontos dos Bancos Comer-	0,034	<i>Idem</i> , Administração . . . . .	
Área Licenciada, Total . . . . .	0,401	ciais, Manufaturados . . . . .	0,060	<i>Idem</i> , Vendas . . . . .	0,412
<i>Idem</i> , Não-Residencial . . . . .	0,417	Empréstimos ao Setor Privado,	0,195	Estoque de Moeda, $M_3$ . . . . .	0,410
Redescontos, dos Bancos Co-	0,447	Comércio . . . . .	0,232	Arrecadação com ICM, São	0,200
merciais, Total . . . . .		Índice de Salário Médio Indus-	0,319	Paulo . . . . .	
<i>Idem</i> , Liquidez . . . . .	0,315	trial . . . . .		<i>Idem</i> , Brasil . . . . .	0,072
Empréstimos por Aceite	0,089	Vendas de Aparelhos Eletrodo-			
Cambial . . . . .		mésticos . . . . .			
Emprego Industrial em São	0,281	Vendas de Aparelhos Eletrônicos . . . . .			
Paulo . . . . .	0,207	Consumo de Borracha, São Paulo			
Pessoal Ocupado na Indústria	0,109	Produção de Cimento . . . . .			
Índice BV . . . . .		Produção de Aço em Lingotes . . . . .			
		Produção de Laminados . . . . .			
		Produção de Automóveis . . . . .			
Raiz Característica <sup>b</sup> . . . . .	2,327		4,174		3,210
Proporção da Variância . . . . .	0,230		0,350		0,270

<sup>a</sup> Vetores característicos  $\lambda$  na equação (8).

<sup>b</sup> Parâmetro  $\lambda$  (maior raiz característica da matriz  $ZZ'$ ), *idem*.

### 4.3 — Taxas “normalizadas” de variação

A técnica de índices ponderados de taxas “normalizadas”<sup>21</sup> de variação obedece a diversas etapas. Seja  $\dot{X}^k$  a taxa de variação mensal entre os períodos  $t-1$  e  $t$  da variável  $X^k$ , e seja  $M^k$  a média móvel dos valores absolutos de  $\dot{X}^k$ :

$$\dot{X}^k = \frac{X_t^k - X_{t-1}^k}{X_{t-1}^k}$$
$$M_t^k = \frac{1}{12} \sum_{j=0}^{11} |\dot{X}_{t-j}^k| \quad (9)$$

As taxas  $\dot{X}^k$  são “normalizadas” através da sua divisão pela média móvel (de 12 termos) dos valores absolutos das taxas. Portanto, a série de taxas “normalizadas”  $Z_t^k$  de cada variável é obtida com:

$$Z_t^k = \dot{X}_t^k / M_t^k \quad (10)$$

onde esta forma de “normalização” evita que as variáveis mais voláteis, ou seja, aquelas com maiores valores absolutos para as taxas de variação, dominem o indicador.

Em seguida é obtida a taxa média agregada de variação, com as taxas médias “normalizadas” ponderadas segundo um critério preestabelecido:

$$\dot{Y}_t = \sum_{k=1}^n \omega_k Z_{t-l_k}^k \quad (11)$$

onde  $w_k$  representa o peso e  $l_k$  o retardo médio da variável  $X^k$  em relação a uma determinada variável básica. Por definição:

$$\sum \omega_k = 1, \omega_k > 0$$

<sup>21</sup> Observe-se que este critério de “normalização” difere daquele empregado na descrição da técnica de componentes principais. Na verdade, a divisão da taxa de variação pela média móvel de valores absolutos de taxas corresponde apenas a uma forma simples e conveniente de evitar que variáveis mais voláteis dominem o indicador. A normalização através da média e variância envolveria cálculos muito mais trabalhosos.

Por sua vez, a série agregada  $\dot{y}_t$  é “normalizada” pelo mesmo critério anterior, e obtemos:

$$y_t = \dot{y}_t / \sum_{j=0}^{11} \frac{1}{12} |\dot{y}_{t-j}| \quad (12)$$

O indicador de atividade acumulado — uma *proxy* para o comportamento da renda — é o produto acumulado da taxa agregada “normalizada”:

$$Y_t = \prod_{h=t_0}^t (1 + y_{t-h}) \quad (13)$$

onde  $t_0$  é o período base ( $t_0 = 1960$  no nosso caso). Note-se que a “normalização” generalizada torna as taxas médias de variação das séries *input*  $Z$  e do indicador agregado  $y$  iguais a um, o que facilita as comparações interperíodos e interváveis. Os coeficientes de correlação na primeira coluna da Tabela 2 foram escolhidos como critério de ponderação dos indicadores, ou seja:

$$\omega_k = \frac{r_k}{\sum r_k} \quad (14)$$

onde  $w_k$  é o peso da variável  $X^k$  e  $r_k$  o seu coeficiente de correlação com as variações no índice de valor real da produção industrial em São Paulo. A Tabela 8 reproduz a composição dos indicadores e a ponderação das variáveis. De modo geral, as variáveis com maior ponderação no indicador antecedente estão associadas à absorção e emprego de mão-de-obra pela indústria, com a soma de pesos acima de 40%, seguida das perspectivas de investimentos em novas construções, com o peso de 22%, dos descontos dos bancos comerciais, com a ponderação de 20%, e do comportamento da Bolsa de Valores, com a ponderação de 8%.

O indicador coincidente, por sua vez, é fortemente ponderado pela produção de insumos industriais básicos e de autoveículos, com a soma de pesos superior a 53%, seguida das variáveis associadas ao funcionamento do mercado de crédito (peso de quase 20%), das vendas de eletrodomésticos e eletrônicos (18%), das licenças para construção de residências (5%) e dos salários médios na indústria

(4%). Finalmente, o indicador retardado tem mais 50% da sua composição formados pela oferta de emprego industrial, 31% compostos pela arrecadação do tributo ICM e 17% pela oferta de moeda,  $M_3$ .

De posse das séries “normalizadas” das variáveis e das ponderações listadas na Tabela 8, os indicadores são obtidos segundo as expressões (11) e (12). O retardo médio de cada indicador é a média dos retardos individuais,  $l_k$ , ponderados pelos coeficientes de correlação  $r_k$ :

$$\bar{l} = \frac{\sum l_k |r_k|}{\sum |r_k|} \quad (15)$$

Segundo os cálculos, o avanço médio do indicador antecedente é de pouco mais de dois meses e o retardo médio do indicador retardado é de 2,5 meses.

Finalmente, resta discutir a provável existência de estacionalidade nos indicadores. Embora os índices de produção industrial tenham mostrado ciclos estacionais relativamente pouco importantes, *a priori* nada pode ser afirmado sobre os indicadores estimados. Como se sabe, uma série econômica é formada por movimentos sistemáticos (*signals*) e flutuações aleatórias (*noise*). Para simplificar, os movimentos sistemáticos serão decompostos em apenas duas partes: as flutuações estacionais e todas as outras flutuações sistemáticas não-estacionais. Portanto, para uma variável genérica  $X$  é possível escrever:

$$X = X' + X^s + X^u \quad (16)$$

onde  $X^s$  é o componente estacional,  $X'$  o não-estacional e  $X^u$  as oscilações espúrias. Por definição,  $E(X^u) = 0$ ,  $cov(X', X^s) = 0$ ,  $cov(X', X^u) = 0$  e  $cov(X^s, X^u) = 0$ . Imaginemos que cada variável “normalizada”  $Z$  seja formada pela soma dos três componentes, igualmente “normalizados”:

$$Z = Z' + Z^s + Z^u \quad (17)$$

Composição dos indicadores — ponderação segundo coeficiente de correlação

Indicador Antecedente		Indicador Coincidente		Indicador Retardado	
Variáveis	Pesos	Variáveis	Pesos	Variáveis	Pesos
Índice de Oferta de Emprego, Produção	0,111	Área Licenciada, Residencial	0,050	Índice de Oferta de Emprego, Global	0,178
<i>Idem</i> , Técnicos	0,125	Valor dos Cheques Compensados	0,121	<i>Idem</i> , Administração	0,147
Área Licenciada, Total	0,093	Redescontos dos Bancos Comerciais, Manufaturados	0,036	<i>Idem</i> , Vendas	0,196
<i>Idem</i> , Não-Residencial	0,125	Empréstimos ao Setor Privado, Comércio	0,038	Estoque de Moeda, M <sub>3</sub>	0,172
Redescontos dos Bancos Comerciais, Total	0,129	Índice de Salário Médio Industrial	0,043	Arrecadação com ICM, São Paulo	0,184
<i>Idem</i> , Liquidez	0,074	Vendas de Aparelhos Eletrodomésticos	0,076	<i>Idem</i> , Brasil	0,123
Empréstimos por Aceite Cambial	0,089	Vendas de Aparelhos Eletrônicos	0,103		
Emprego Industrial em São Paulo	0,041	Consumo de Borracha, São Paulo	0,118		
Pessoal Ocupado na Indústria	0,129	Produção de Cimento	0,077		
Índice BV	0,084	Produção de Aço em Lingotes	0,089		
		Produção de Laminados	0,113		
		Produção de Autoveículos	0,136		
Total	1,000		1,000		1,000



Repetindo o tratamento da expressão (11), um indicador de atividade (antecedente, coincidente ou retardado) corresponde à soma ponderada de diversas variáveis, que, decomposta em seus componentes, resulta em:

$$Y = \sum_k \omega_k Z^k = \sum_k \omega_k (Z')^k + \sum_k \omega_k (Z^s)^k + \sum_k \omega_k (Z^u)^k \quad (18)$$

Para um grande número de variáveis, a soma ponderada das oscilações espúrias tende a zero (e, portanto,  $\sum \omega_k (Z^u)^k = 0$ ), mas não é possível fazer a mesma suposição para a soma ponderada das flutuações estacionais. Apenas em condições muito particulares as flutuações estacionais das variáveis se compensariam, resultando  $\sum \omega_k (Z^s)^k = 0$ . Conseqüentemente, os indicadores de atividade não estão necessariamente livres de estacionalidade, a menos que: i) as variáveis componentes sejam previamente “expurgadas” da sua estacionalidade, critério que, como vimos, é pouco prático e pode introduzir distorções nos resultados; e ii)  $\sum \omega_k (Z^s)^k = 0$ . Note-se que ainda seria necessário “normalizar” a expressão (18) e acumular as taxas normalizadas, mas isto não eliminaria a estacionalidade do indicador construído, ou seja:

$$Y_t = Y'_t + Y_t^s + Y_t^u \quad (19)$$

Definindo  $S_m$  como o coeficiente de estacionalidade relativo ao mês  $m$  ( $m = 1, 2, \dots, 12$ ), teremos, por definição:

$$Y_t^s = [(S_m - 1) / S_m] Y_t \quad (20)$$

que, substituído na expressão (19), conduz a:

$$Y' = Y - Y^s - Y^u = Y - [(S_m - 1) / S_m] Y - Y^u = \frac{1}{S_m} Y - Y^u \quad (21)$$

E a esperança de  $Y'$ :

$$E(Y') = \frac{1}{S_m} Y \quad (22)$$

A Tabela 9 reproduz os coeficientes  $S_m$  para os indicadores de atividade, para o valor da produção industrial em São Paulo e Brasil e para os índices trimestrais de difusão ( $m = 1, 2, 3, 4$ ) da Fundação Getúlio Vargas. A estacionalidade média, identificada pela variância dos coeficientes  $S_m$ , é bastante acentuada nos índices trimestrais de difusão da *Conjuntura Econômica* e em menor escala, nesta ordem, nos índices de produção industrial real em São Paulo, Brasil e produção nominal em São Paulo. Todas estas variáveis sugerem que, na média, a produção industrial é mais intensa no segundo semestre de cada ano. Por outro lado, os movimentos estacionais são insignificantes nos indicadores estimados, ou seja, os componentes  $\sum w_k (Z^s)^k$  são pouco importantes. Esta evidência é ao mesmo tempo irrisperada e vantajosa.

As Tabelas 10, 11 e 12 listam os valores estimados para os indicadores acumulados de atividade, incluindo (A) e excluindo (B), os respectivos componentes estacionais. A Figura 1 compara o comportamento dos indicadores estimados com as séries disponíveis de produção industrial e índices de difusão. Todas as séries estão corrigidas de estacionalidade. No período analisado, não existem quedas persistentes no nível físico da produção industrial no Brasil — o que caracterizaria um ciclo — e de fato os indicadores e demais séries de produção na Figura 1 mostram tendências crescentes. O crescimento médio difere entre os indicadores, com o antecedente acusando maior taxa média, seguido, nesta ordem, pelo retardado e pelo coincidente. Infelizmente, uma comparação mais detalhada do comportamento dos níveis dos indicadores e da produção industrial é prejudicada pela forte tendência das séries.

FIGURA 1

A EVOLUÇÃO DOS INDICADORES DE ATIVIDADE  
E A PRODUÇÃO INDUSTRIAL NO BRASIL

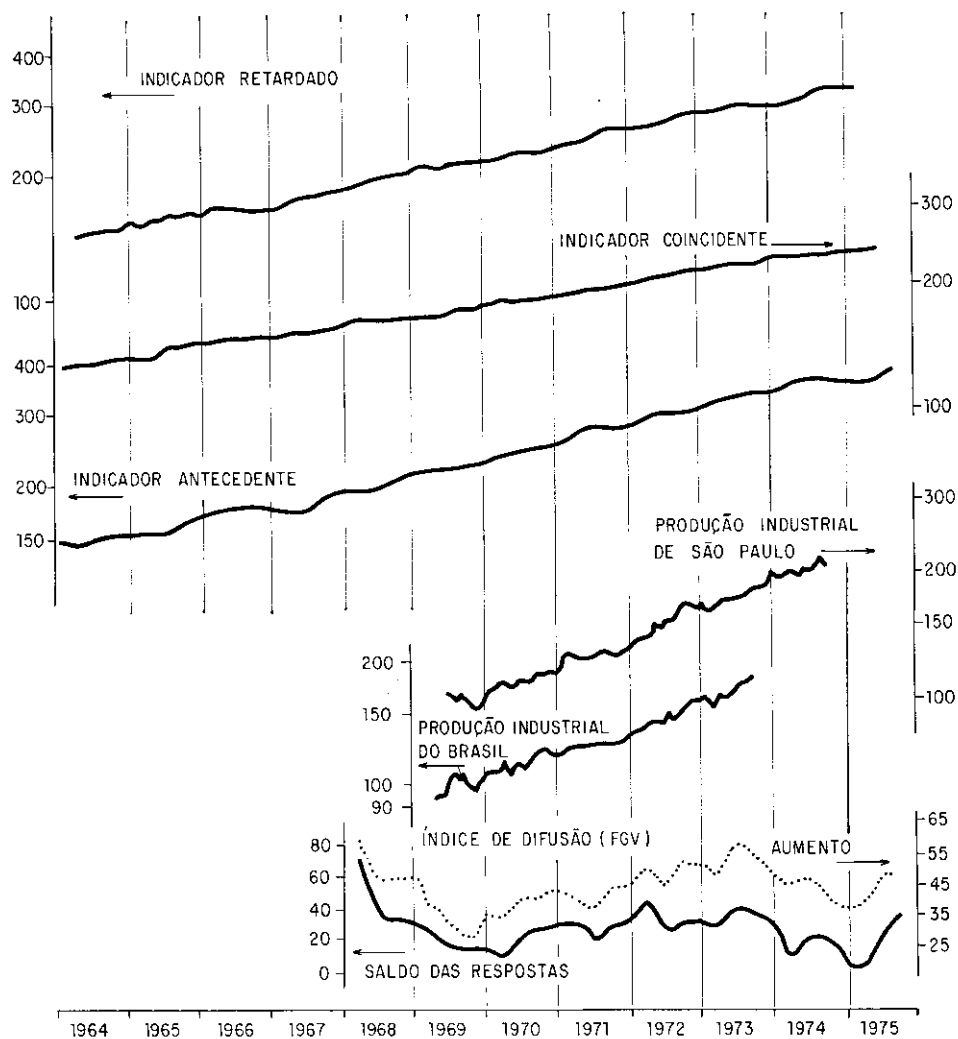


TABELA 9

Coeficientes de estacionalidade  $S_m$ 

Meses	Produção Industrial em São Paulo		Produção Industrial Brasileira <sup>e</sup>	Índices de Difusão <sup>d</sup>			Indicadores Acumulados <sup>e</sup>		
	Nominal <sup>a</sup>	Real <sup>b</sup>		Aumento	Saldo	Antecedente	Coincidente	Retardado	
Janeiro .....	1,057	0,895	0,912	—	1,000	0,992	0,997		
Fevereiro .....	0,895	0,895	0,903	0,830	0,996	0,984	0,997		
Março .....	0,994	0,989	1,004	—	1,003	1,002	0,997		
Abril .....	0,969	0,967	0,981	—	1,009	0,993	0,998		
Maior .....	1,011	1,022	1,019	1,020	0,997	1,001	1,003		
Junho .....	0,996	1,020	1,018	—	0,996	0,997	1,000		
Julho .....	1,046	1,057	1,045	—	0,996	1,003	1,004		
Agosto .....	1,049	1,078	1,049	1,080	0,996	1,006	1,001		
Setembro .....	1,003	1,015	1,001	—	0,995	1,003	1,003		
Outubro .....	1,051	1,078	1,058	—	1,002	1,011	1,009		
Novembro .....	0,977	1,016	1,008	1,070	1,004	1,003	0,995		
Dezembro .....	0,947	0,979	0,993	—	1,005	1,004	0,995		
Variância <sup>f</sup>	235,209	368,028	255,854	1.353,333	2,118	5,300	1,791		
					9.486,667				

<sup>a</sup> Período fevereiro de 1968/novembro de 1974.

<sup>b</sup> Período agosto de 1969/novembro de 1974.

<sup>c</sup> Período agosto de 1969/outubro de 1973.

<sup>d</sup> Período março de 1968/setembro de 1975. Os coeficientes de estacionalidade são trimestrais.

<sup>e</sup> Período janeiro de 1960/dezembro de 1974.

<sup>f</sup> Variância dos coeficientes de estacionalidade em relação à média (um), expressa em 10<sup>-5</sup>

TABELA 10

(A) Indicador antecedente de atividade baseado em taxas "normalizadas"  
(Base: 1960 = 100)

Anos	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.	Média Anual
1960	—	93,41	96,42	98,47	98,80	99,60	100,82	100,79	101,56	103,20	103,42	103,49	100,00
1961	105,03	104,79	103,79	105,40	106,84	107,24	108,59	109,71	111,90	113,12	115,15	115,97	108,96
1962	117,24	117,93	117,93	118,25	119,31	119,54	119,09	118,96	120,71	122,74	127,87	131,60	120,94
1963	132,91	134,81	136,48	137,99	138,44	137,09	136,55	136,69	137,38	139,47	141,42	143,06	137,69
1964	141,61	141,60	143,86	144,91	143,58	147,11	146,58	146,91	148,01	149,23	151,13	152,32	146,40
1965	152,87	153,38	153,53	152,77	151,33	151,89	151,91	152,06	156,32	159,33	163,54	167,39	155,51
1966	169,43	169,54	169,61	170,85	170,77	172,01	174,24	176,04	176,37	173,03	174,50	173,88	172,52
1967	171,57	169,36	172,69	173,38	173,08	171,65	173,01	177,09	180,89	184,62	184,97	186,48	176,57
1968	187,10	187,49	191,31	190,82	192,69	193,95	196,69	197,96	198,73	202,16	204,81	206,44	195,84
1969	208,38	209,26	213,05	213,28	212,65	217,29	217,29	218,01	218,45	221,63	220,63	225,52	216,29
1970	230,65	220,48	228,34	228,84	229,52	231,43	232,60	231,97	234,56	237,04	239,87	241,31	231,38
1971	241,49	240,78	253,61	255,49	255,34	259,47	261,36	263,98	266,31	265,76	265,58	270,20	258,45
1972	267,70	269,22	275,83	274,07	278,56	283,18	283,49	286,88	284,06	287,21	291,02	291,13	280,53
1973	294,21	294,90	297,36	297,40	304,44	307,49	313,18	308,22	312,60	318,63	317,52	317,49	306,95
1974	319,15	322,52	330,62	330,69	332,32	333,97	337,81	337,97	330,34	344,87	342,43	340,70	334,37
1975	339,81	336,47 <sup>a</sup>	339,30 <sup>a</sup>	334,93 <sup>a</sup>	335,50 <sup>a</sup>	342,69 <sup>a</sup>	347,12 <sup>f</sup>	353,36 <sup>f</sup>	363,40 <sup>g</sup>	363,63 <sup>g</sup>	370,40 <sup>g</sup>	—	347,87

<sup>a</sup> Baseado em estimativas preliminares das variáveis componentes.

<sup>b</sup> Estimativa provisória, obtida sem uma das variáveis componentes.

<sup>c</sup> *Idem*, sem duas variáveis.

<sup>d</sup> *Idem*, sem três variáveis.

<sup>e</sup> *Idem*, sem quatro variáveis.

<sup>f</sup> *Idem*, sem cinco variáveis.

<sup>g</sup> *Idem*, sem sete variáveis.

TABELA 10  
(B) Indicador antecedente de atividade corrigido de estacionalidade

Anos	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1960	..	93,88	96,13	97,59	99,10	100,00	101,33	101,30	102,07	103,10	103,01	102,08
1961	105,03	105,32	103,48	104,46	107,16	107,67	109,14	110,36	112,46	113,01	114,69	115,39
1962	117,24	118,57	117,58	117,19	119,67	120,02	119,69	119,56	121,32	122,62	127,36	130,95
1963	132,91	135,49	136,07	136,76	138,86	137,64	137,24	137,38	138,07	139,33	140,86	142,35
1964	145,61	142,31	143,43	143,62	144,01	147,70	147,32	147,65	148,75	149,06	150,33	151,56
1965	152,87	154,05	153,07	151,41	151,79	152,41	152,67	152,82	157,11	159,17	162,89	166,56
1966	169,43	170,39	169,10	169,33	171,28	172,70	175,12	176,92	177,26	172,86	173,80	172,99
1967	171,57	170,21	172,17	171,83	173,60	172,34	173,87	177,98	181,80	184,44	184,23	185,55
1968	187,10	198,43	190,74	189,12	193,18	194,73	197,68	198,95	199,73	201,96	203,99	205,41
1969	208,28	210,31	212,41	211,38	213,29	218,16	218,36	219,11	219,55	221,41	219,75	224,40
1970	220,65	221,59	227,66	226,89	230,21	232,86	233,77	233,14	235,74	236,80	238,91	240,11
1971	241,49	241,97	252,85	253,21	256,11	260,51	262,67	267,32	267,65	265,49	264,52	268,86
1972	267,70	270,57	275,03	271,60	279,40	281,31	281,90	288,32	285,49	286,92	289,86	289,08
1973	294,21	296,38	296,47	294,75	305,36	308,73	314,75	309,77	314,17	318,31	316,26	315,91
1974	319,15	324,14	329,63	327,74	333,32	335,31	339,51	339,67	341,05	344,53	341,07	339,01
1975	339,81	338,16 <sup>a</sup>	338,29 <sup>a</sup>	331,93 <sup>b</sup>	336,51 <sup>c</sup>	344,07 <sup>c</sup>	348,51 <sup>f</sup>	354,78 <sup>f</sup>	365,23 <sup>g</sup>	362,90 <sup>g</sup>	368,92 <sup>g</sup>	---

Veja notações na Tabela 10 (A).

TABELA 11

(A) Indicador coincidente de atividade baseado em taxas "normalizadas"  
(Base: 1960 = 100)

Anos	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.	Média Anual
1960	96,47	95,27	96,06	97,70	98,37	98,20	98,53	101,08	103,60	104,33	104,67	105,72	100,00
1961	105,91	105,65	107,58	107,78	108,64	107,87	108,30	107,72	109,28	111,59	111,33	112,46	108,68
1962	111,77	112,71	115,50	115,97	118,26	117,11	118,79	120,51	119,66	120,57	119,72	119,23	117,48
1963	119,30	119,67	121,44	119,12	119,54	120,40	122,44	122,02	123,31	125,27	125,10	126,60	122,02
1964	128,13	126,74	129,08	128,94	128,92	130,02	128,70	131,19	132,14	133,00	132,64	133,41	130,24
1965	132,80	132,09	134,27	132,63	131,43	132,85	136,86	138,84	140,49	141,85	142,70	144,01	136,74
1966	144,03	143,66	146,85	145,29	147,81	149,26	149,79	149,69	150,62	150,88	149,66	150,63	148,14
1967	146,39	145,07	149,54	149,32	152,65	153,24	153,98	156,13	155,44	157,38	156,62	156,56	152,69
1968	157,34	158,05	161,26	161,63	164,72	163,60	166,68	166,57	166,99	170,53	169,23	169,87	164,68
1969	167,63	164,77	169,10	168,43	170,62	169,87	172,19	172,80	173,18	173,95	172,95	174,54	170,84
1970	173,63	171,18	176,47	178,09	177,59	179,45	181,77	180,64	182,14	184,73	183,95	185,16	179,57
1971	181,34	182,05	187,54	185,47	188,88	189,09	191,17	192,06	190,95	193,22	193,73	194,35	189,15
1972	191,15	192,60	196,49	196,37	201,20	201,25	202,93	205,79	203,89	206,86	207,90	208,14	201,14
1973	205,40	205,54	209,54	209,43	213,67	213,59	215,83	218,67	216,15	222,59	220,75	220,04	214,27
1974	218,52	216,26	221,86	221,32	224,31	221,87	225,50	225,80 <sup>a</sup>	223,77	229,33 <sup>a</sup>	226,64 <sup>a</sup>	227,43 <sup>b</sup>	223,55
1975	227,99 <sup>b</sup>	227,52 <sup>c</sup>	230,28 <sup>c</sup>	231,93 <sup>d</sup>	235,42 <sup>f</sup>	235,25 <sup>f</sup>	235,80 <sup>g</sup>	234,63 <sup>g</sup>	235,52 <sup>g</sup>	—	—	—	231,40

Veja notações na Tabela 10 (A).

TABELA 11

(B) Indicador coincidente de atividade corrigido de estacionalidade

Anos	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1960	97,52	96,82	95,87	98,39	98,27	98,50	98,24	100,48	103,20	103,20	104,36	105,30
1961	106,76	107,37	107,37	108,54	108,53	108,20	107,98	107,08	108,95	110,38	111,00	112,01
1962	112,67	114,54	115,27	116,79	118,14	117,46	118,44	119,79	119,30	119,26	119,36	118,76
1963	120,26	121,62	121,20	119,96	119,42	120,76	122,07	121,29	122,94	123,91	124,73	126,10
1964	129,16	128,80	128,82	129,85	128,79	130,41	128,32	130,41	131,75	131,55	132,24	132,88
1965	133,87	134,24	134,00	133,57	131,80	133,25	136,45	138,01	140,07	140,31	142,27	143,44
1966	145,19	145,99	146,56	146,31	147,66	149,71	149,34	148,83	150,17	148,74	149,21	150,03
1967	147,57	147,43	149,24	150,37	152,50	153,70	153,52	155,20	154,98	155,67	156,15	155,94
1968	158,51	160,62	160,94	162,77	164,56	164,09	166,18	165,58	166,49	168,68	168,72	169,19
1969	168,98	167,45	168,76	169,62	170,45	170,38	171,08	171,77	172,66	172,06	172,43	173,85
1970	175,03	173,96	176,12	179,35	177,41	179,99	181,23	179,56	181,60	182,72	183,40	184,42
1971	182,80	185,01	187,17	186,78	188,69	189,66	190,60	190,92	190,38	191,12	193,15	193,58
1972	192,69	195,73	196,10	197,75	201,00	201,86	202,32	204,56	203,28	204,61	206,38	207,31
1973	207,06	208,88	209,12	210,91	213,49	214,33	215,18	217,37	215,50	220,17	220,09	219,16
1974	220,28	219,78	221,42	222,88	224,09	222,64	224,83	224,45 <sup>a</sup>	223,10 <sup>a</sup>	226,83 <sup>a</sup>	225,06 <sup>a</sup>	226,52 <sup>a</sup>
1975	229,83 <sup>b</sup>	231,22 <sup>c</sup>	229,82 <sup>c</sup>	233,56 <sup>d</sup>	235,18 <sup>f</sup>	235,96 <sup>f</sup>	235,09 <sup>g</sup>	233,25 <sup>g</sup>	234,82 <sup>g</sup>	—	—	—

Veja notações na Tabela 10 (A).



TABELA 12

(A) Indicador retardado de atividade baseado em taxas "normalizadas"  
(Base: 1960 = 100)

Anos	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.	Média Anual
1960	94,92	95,41	96,32	97,14	97,99	99,63	101,35	102,80	103,67	103,29	104,12	103,44	100,00
1961	104,29	106,18	105,69	106,45	108,08	110,70	110,96	111,68	112,20	113,50	114,67	115,67	110,01
1962	117,71	118,10	119,05	119,16	121,76	124,70	125,54	126,80	127,43	129,83	126,87	127,30	123,69
1963	128,44	130,20	129,57	132,30	132,87	133,27	135,16	134,56	136,86	139,67	139,32	142,83	134,55
1964	142,60	142,60	144,25	146,27	146,80	147,75	149,39	149,26	150,46	147,60	150,37	150,29	147,30
1965	149,75	149,42	151,78	153,24	154,56	155,03	157,06	157,87	161,09	160,23	159,73	158,56	155,69
1966	162,06	165,07	164,30	163,79	165,32	164,83	165,02	163,93	166,80	161,38	161,61	160,68	163,73
1967	164,59	166,38	167,36	169,42	172,45	173,64	174,93	175,46	176,78	179,71	180,12	181,49	173,53
1968	182,75	187,19	180,83	188,40	190,73	191,32	195,24	196,08	196,46	201,60	196,38	199,10	192,08
1969	201,73	202,02	201,79	202,50	203,77	204,69	205,69	206,47	206,27	210,90	208,27	207,10	205,10
1970	213,79	212,61	215,26	217,31	219,32	220,37	223,03	222,24	222,17	227,52	225,13	228,45	220,60
1971	228,99	230,14	233,04	236,61	237,74	239,55	241,44	242,31	248,61	243,45	251,64	252,13	241,35
1972	251,24	251,53	255,99	255,31	258,97	258,96	260,76	265,53	264,35	273,76	269,86	273,06	261,61
1973	271,09	275,18	276,09	277,42	280,95	280,36	283,26	286,15	283,55	289,60	286,08	289,74	281,62
1974	290,30	289,67	287,58	291,56	292,74	293,86	297,30	299,86	300,63	306,94	299,62	301,59	295,96
1975	301,64 <sup>a</sup>	300,74 <sup>a</sup>	302,22 <sup>a</sup>	305,18 <sup>a</sup>	307,24 <sup>a</sup>	—	—	—	—	—	—	—	303,40

Veja notações na Tabela 10 (A).

**TABELA 12**  
**(B) Indicador retardado de atividade corrigido de estacionalidade**

Anos	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1960	95,69	96,28	96,00	97,63	98,09	99,53	100,85	102,09	103,15	102,17	103,91	104,63
1961	105,13	107,14	106,33	106,99	108,19	110,59	110,41	110,90	111,64	112,27	114,44	116,37
1962	118,66	119,17	119,77	119,76	121,88	124,58	124,92	125,92	126,80	128,42	127,49	127,93
1963	128,81	130,58	129,95	132,51	132,46	133,26	134,61	134,41	136,44	138,41	140,01	143,03
1964	143,01	143,01	144,67	146,55	146,35	147,74	148,78	149,10	150,00	146,27	151,11	151,03
1965	150,19	149,85	152,22	153,53	154,08	155,01	156,42	157,70	160,59	158,79	160,52	159,34
1966	162,53	165,55	164,78	164,10	164,81	164,81	164,35	163,75	166,28	159,92	162,41	161,47
1967	165,07	166,86	167,85	169,74	171,92	173,62	174,22	175,27	176,23	178,09	181,01	182,38
1968	183,28	187,73	187,37	188,76	190,14	191,30	194,44	195,86	195,95	199,87	197,35	200,08
1969	202,32	202,61	202,38	202,89	203,14	204,67	204,85	206,24	205,63	209,00	209,30	208,12
1970	214,41	213,23	215,89	217,72	218,64	220,35	222,12	222,00	221,48	225,47	226,24	229,57
1971	229,66	230,81	234,32	237,06	237,01	239,53	240,45	242,04	247,84	251,10	252,88	253,87
1972	251,97	252,26	256,73	255,80	258,17	258,93	259,70	265,24	263,53	271,29	271,19	274,40
1973	271,88	275,98	276,89	277,95	280,08	280,33	282,10	285,84	282,67	286,99	287,49	291,17
1974	291,14	290,51	288,42	292,12	291,84	293,83	295,99	299,53	299,70	304,17	301,12	303,00
1975	302,55 <sup>a</sup>	301,64 <sup>a</sup>	303,13 <sup>a</sup>	305,79 <sup>e</sup>	306,32 <sup>e</sup>	—	—	—	—	—	—	—

Veja notações na Tabela 10 (A).

#### 4.4 — As flutuações nas taxas de crescimento dos indicadores baseados em taxas “normalizadas”

Uma vez que quedas absolutas na produção física são pouco comuns no Brasil, é natural que o interesse da política governamental seja o de obter e manter taxas elevadas de crescimento econômico. Para que seja acompanhado o atendimento deste objetivo, os indicadores devem ser igualmente expressos em taxas de crescimento. Mais adiante analisamos o comportamento e a consistência das taxas de crescimento dos indicadores, em confronto com outras informações disponíveis.

As taxas de crescimento nos últimos 12 meses nos indicadores estão listadas nas Tabelas 13, 14 e 15 e representadas na Figura 2. De um modo geral, as flutuações nas taxas de crescimento (nos últimos 12 meses) dos indicadores espelham o mesmo comportamento, mormente nos períodos mais críticos de queda no crescimento industrial. A queda na taxa de expansão do produto industrial em 1963, seguida pela momentânea recuperação em 1964, para uma nova queda em 1965, é visível no comportamento dos indicadores. Da mesma forma, é visível a queda na expansão industrial em 1967 e conseqüente recuperação em 1968. A partir de 1969 até 1974, a taxa de crescimento da produção industrial manteve-se elevada e relativamente estável. Este fato é igualmente evidenciado pelos indicadores, os quais, em particular o indicador coincidente, mostram taxas de crescimento relativamente estáveis. Finalmente, a queda na taxa de crescimento da indústria em 1974 e 1975 é claramente prevista pelos indicadores. A partir do segundo semestre de 1975 o indicador antecedente aponta alguns indícios de recuperação no ritmo de crescimento industrial. Note-se, entretanto, que estes indícios de recuperação encontram-se apenas no indicador antecedente e são baseados em informações preliminares e em um número pequeno de séries. Conseqüentemente, os sinais de recuperação devem ser encarados como informações provisórias, a serem confirmadas por dados mais recentes e pelos demais indicadores. Note-se também que o indicador retardado assinala a menor taxa de crescimento no início de 1975, enquanto o indicador coincidente nos fins de 1974.

FIGURA 2

FLUTUAÇÕES NOS ÚLTIMOS 12 MESES NOS  
INDICADORES DE ATIVIDADE

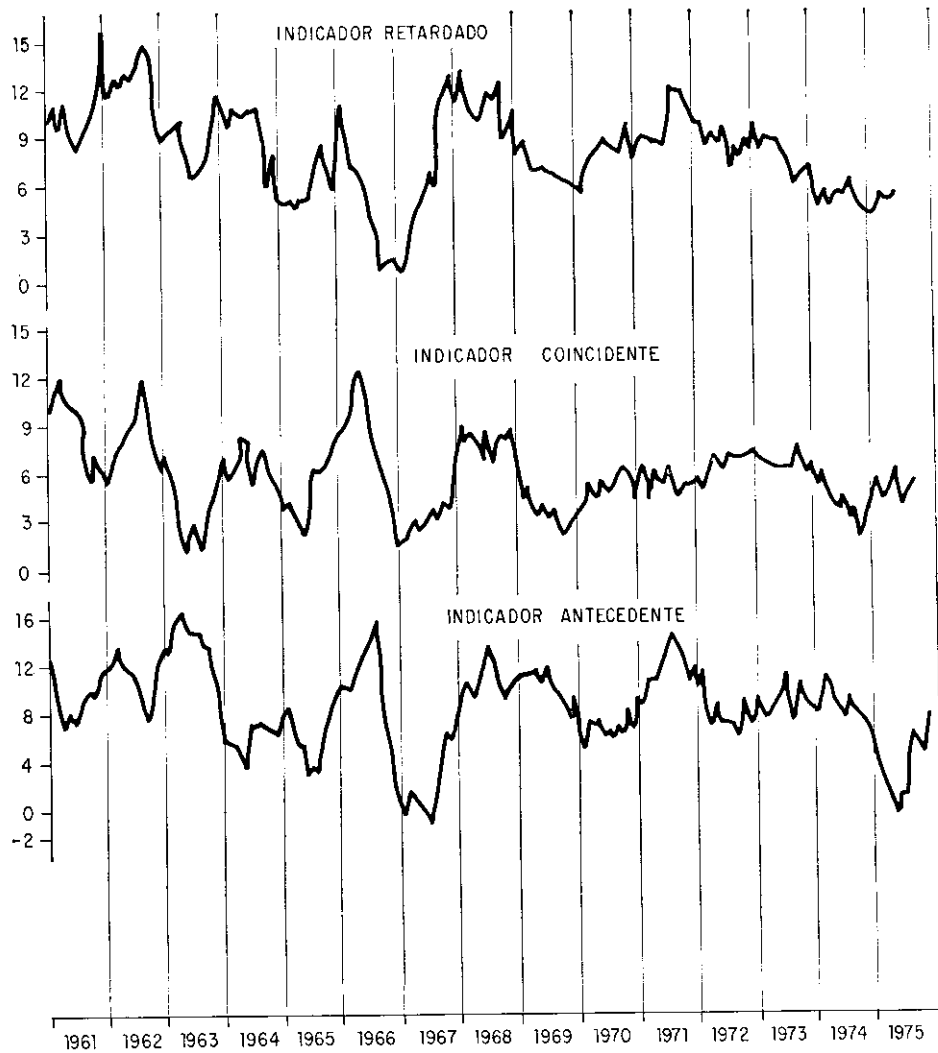


TABELA 13

Taxa anual de variação\* — indicador antecedente

Anos	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1961	--	12,18	7,64	7,04	8,14	7,67	7,71	8,85	10,18	9,61	11,34	12,06
1962	11,63	12,59	13,63	12,19	11,67	11,47	9,67	8,43	7,87	8,50	11,05	13,48
1963	13,37	14,27	15,73	16,69	16,03	14,68	14,66	14,90	13,81	13,63	10,00	8,71
1964	6,55	5,03	5,41	5,01	3,71	7,31	7,35	7,48	7,74	7,90	6,87	6,47
1965	7,95	8,25	6,72	5,42	5,40	3,19	3,64	3,51	5,61	6,77	8,21	9,89
1966	10,83	10,61	10,47	11,83	12,84	13,31	14,70	15,77	12,83	8,60	6,70	3,87
1967	1,26	-0,10	1,82	1,48	1,35	-0,20	-0,71	0,60	2,56	6,70	6,00	7,26
1968	9,05	10,71	10,78	10,06	11,27	12,99	13,69	11,78	9,86	9,50	10,73	10,70
1969	11,37	11,61	11,36	11,77	10,41	12,03	10,47	10,13	9,02	9,63	7,72	9,24
1970	5,89	5,36	7,18	7,30	7,93	6,51	7,05	6,40	7,37	6,95	8,72	7,00
1971	9,44	9,21	11,07	11,65	11,25	12,12	12,36	14,66	13,54	12,12	10,72	11,97
1972	10,85	11,81	8,77	7,26	9,09	7,98	7,32	8,86	6,67	8,07	9,58	7,74
1973	9,90	9,54	7,80	8,52	9,29	9,74	11,65	7,44	10,05	10,94	9,11	9,05
1974	8,48	9,37	11,18	11,19	9,16	8,61	7,87	9,65	8,56	8,24	7,84	7,31
1975	6,25	4,33 <sup>a</sup>	2,63 <sup>a</sup>	1,28 <sup>c</sup>	0,96 <sup>c</sup>	2,61 <sup>c</sup>	2,76 <sup>f</sup>	4,65 <sup>f</sup>	7,09 <sup>g</sup>	5,44 <sup>g</sup>	8,17 <sup>g</sup>	--

\* Taxa de variação nos últimos 12 meses.

Veja notações na Tabela 10(A).

TABELA 14  
Taxa anual de variação \* -- indicador coincidente

Anos	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1961	9,79	10,90	11,99	10,32	10,44	9,85	9,92	6,57	5,48	6,96	6,36	6,38
1962	5,53	6,60	7,36	7,60	8,85	8,57	9,09	11,87	9,50	8,05	7,54	6,02
1963	6,74	6,18	5,14	2,72	1,08	2,81	3,07	1,25	3,05	3,90	4,49	6,18
1964	7,40	5,91	6,29	8,24	7,85	7,99	5,11	7,52	7,16	6,17	6,03	5,38
1965	3,65	4,22	4,02	2,85	1,95	2,18	6,34	5,83	6,32	6,65	7,87	7,95
1966	8,46	8,76	9,37	9,55	12,40	12,35	9,45	7,81	7,21	6,01	4,87	4,60
1967	1,64	0,98	1,83	2,77	3,27	2,66	2,80	4,30	3,20	4,65	4,65	3,94
1968	7,48	8,95	7,84	8,24	7,91	6,76	8,25	6,69	7,43	8,36	8,05	8,50
1969	6,54	4,25	4,86	4,21	3,58	3,83	3,31	3,74	3,71	2,01	2,20	2,75
1970	3,58	3,89	4,36	5,74	4,09	5,64	5,56	4,54	5,17	6,20	6,36	6,08
1971	4,44	6,36	6,27	4,14	6,36	5,37	5,17	6,32	4,84	4,60	5,32	4,96
1972	5,41	5,80	4,77	5,88	7,05	6,96	6,15	7,15	6,78	7,06	6,85	7,10
1973	7,45	6,72	6,64	6,65	6,20	6,13	6,30	6,26	6,01	7,60	6,64	5,72
1974	6,39	5,22	5,88	5,68	4,98	3,88	4,48	3,26	3,53	3,03 <sup>a</sup>	2,67 <sup>a</sup>	3,36 <sup>b</sup>
1975	4,33 <sup>b</sup>	5,21 <sup>c</sup>	3,80 <sup>c</sup>	4,79 <sup>d</sup>	4,95 <sup>f</sup>	6,03 <sup>f</sup>	4,57 <sup>e</sup>	3,32 <sup>e</sup>	5,25 <sup>g</sup>	—	—	—

\*Nos últimos 12 meses.  
Veja notações na Tabela 10.(A).

TABELA 15  
Taxa anual de variação \* — indicador retardado

Anos	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1961	9,87	11,29	9,73	9,58	10,30	11,11	9,48	8,64	8,23	9,80	10,13	11,82
1962	12,87	11,23	12,64	11,94	12,66	12,65	13,14	13,54	13,57	14,39	13,17	11,64
1963	9,01	9,46	9,88	10,00	8,30	6,74	7,22	7,21	8,23	7,12	9,81	11,81
1964	11,02	9,52	11,33	10,56	10,46	10,87	10,53	10,92	9,94	5,68	7,93	5,59
1965	5,01	4,78	5,22	4,77	5,29	4,93	5,13	5,77	7,07	8,56	6,22	5,50
1966	8,22	10,47	8,25	6,88	6,96	6,32	5,07	3,84	3,55	0,72	1,18	1,34
1967	1,56	0,79	1,86	3,44	4,31	5,35	6,01	7,03	5,98	11,36	11,45	12,95
1968	11,03	12,51	11,63	11,20	10,60	10,18	11,61	11,75	11,13	12,23	9,03	9,70
1969	10,39	7,92	8,01	7,48	6,84	6,99	5,35	5,30	4,99	4,57	6,05	4,02
1970	5,98	5,24	6,68	7,31	7,63	7,66	8,43	7,64	7,71	7,88	8,10	10,31
1971	7,11	8,25	8,54	8,88	8,40	8,70	8,25	9,03	11,90	11,40	11,78	10,37
1972	9,72	9,29	9,57	7,90	8,93	8,10	8,00	9,58	6,33	8,01	7,24	8,30
1973	7,90	9,40	7,85	8,67	8,49	8,26	8,63	7,77	7,26	5,79	6,01	6,11
1974	7,09	5,27	4,16	5,10	4,20	4,82	4,92	4,79	6,02	5,99	4,73	4,09
1975	3,91 <sup>a</sup>	3,82 <sup>a</sup>	5,09 <sup>a</sup>	4,67 <sup>o</sup>	4,95 <sup>e</sup>	—	—	—	—	—	—	—

\* Nos últimos 12 meses.

Veja notações na Tabela 10(A).

A julgar pelo conhecimento existente sobre as flutuações no crescimento do produto real, o indicador coincidente demonstra na média ser mais representativo do que os demais. A queda recente no crescimento industrial só é refletida com atraso no indicador antecedente, falha que, embora não o desqualifique como antecedente, serve para sugerir a possibilidade de uma análise mais detalhada das suas variáveis componentes, objetivando uma possível revisão.

#### 4.5 — O desempenho do indicador coincidente em confronto com outras variáveis

A Figura 3 ilustra as flutuações nas taxas de crescimento nos últimos 12 meses do indicador coincidente, dos índices de valor real da produção industrial em São Paulo e Brasil e do índice de difusão (aumento) corrigido de estacionalidade, no período de 1966 a 1975. Em linhas gerais, o comportamento do indicador coincidente reflete com bastante fidelidade o comportamento do índice de difusão da FGV e com menor nitidez as flutuações no crescimento real da produção industrial em São Paulo e Brasil.

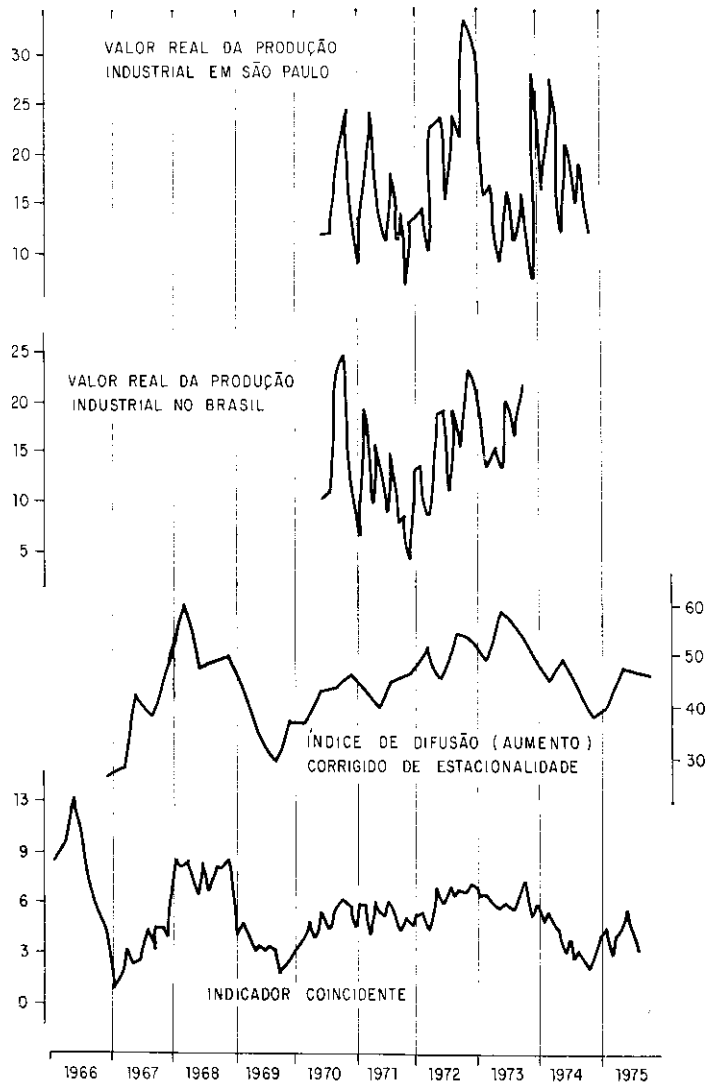
A Tabela 16 compara as taxas anuais de crescimento real do produto interno bruto e da indústria e dos indicadores estimados. É importante enfatizar que a técnica de construção dos indicadores não se propõe a refletir os níveis de taxas anuais de crescimento da produção, mas sim o seu comportamento. Sob este aspecto, o desempenho dos indicadores pode ser considerado satisfatório, e suas flutuações médias demonstram refletir as flutuações nas taxas de crescimento do produto industrial e, até certo ponto, do produto real agregado. Considerando o sinal da diferença entre taxas anuais consecutivas, o indicador coincidente reflete as variações nas taxas de crescimento do produto industrial em todos os períodos, seguido dos indicadores retardado, em oito dos 14 períodos, e antecedente, em sete períodos.

É interessante ressaltar que as informações estatísticas mais recentes sobre a produção industrial datam de fins de 1974 para São Paulo e fins de 1973 para o Brasil. Sob o aspecto de rapidez de informação, os indicadores estimados neste trabalho e o índice de



FIGURA 3

COMPARAÇÃO ENTRE O INDICADOR ANTECEDENTE E OUTRAS ESTATÍSTICAS  
TAXAS DE VARIAÇÃO NOS ÚLTIMOS 12 MESES



difusão construído pela FGV são claramente superiores. Por sua vez, o método descrito no presente estudo é muito mais econômico do que as sondagens conjunturais necessárias para a construção do índice de difusão da FGV. Se considerarmos a tendência dos índices de difusão em apresentar previsões superestimadas desde 1974,<sup>22</sup> os nossos indicadores mostram-se superiores também quanto à qualidade preditiva.

Estes comentários não pretendem de maneira alguma desmerecer a qualidade e importância das estatísticas de produção obtidas por métodos muito mais exaustivos. Tais estatísticas são e sempre serão imprescindíveis, e é mesmo recomendado que maiores esforços e

TABELA 16

*Taxas anuais de crescimento da produção e dos indicadores*

Períodos	Produto Real da FGV*		Indicadores		
	Geral	Indústria	Antecedente	Coincidente	Retardado
1961	10,3	10,6	9,0	8,7	10,0
1962	5,2	7,8	11,0	8,1	12,8
1963	1,5	0,2	13,8	3,9	5,9
1964	2,9	5,1	6,3	6,7	9,5
1965	2,7	-4,7	6,2	5,0	5,7
1966	5,1	11,7	10,9	8,3	5,2
1967	4,8	3,0	2,3	3,1	6,0
1968	9,3	15,5	10,9	7,8	11,0
1969	9,0	10,7	10,4	3,7	6,4
1970	9,5	11,1	7,0	5,1	7,6
1971	11,3	11,2	11,7	5,3	9,4
1972	10,4	13,8	8,5	6,3	8,4
1973	11,4 <sup>b</sup>	15,0 <sup>b</sup>	9,4	6,5	7,6
1974	9,6 <sup>b</sup>	7,8 <sup>b</sup>	8,9	4,3	5,0
1975	...	...	4,0 <sup>b</sup>	3,5 <sup>b</sup>	2,5 <sup>b</sup>

\* FONTE: Fundação Getúlio Vargas.

<sup>b</sup> Provisório.

<sup>22</sup> A comparação entre as previsões e os valores revistos mostra, respectivamente, em 1974, no segundo trimestre, 58% e 50%, no terceiro, 48% e 47%, no quarto, 45% e 41%, e, em 1975, no primeiro trimestre, 36% e 33%, no segundo, 52% e 49%, no terceiro, 53% e 51%, ou seja, as previsões do índice de difusão são sistematicamente maiores que os valores revistos.

recursos sejam encaminhados para o seu aperfeiçoamento. Mas, considerando a rapidez, a simplicidade e o baixo custo de construção, os indicadores sugeridos neste trabalho — embora passíveis de falhas, como qualquer indicador — apresentam-se como uma forma satisfatória de acompanhar as nossas flutuações econômicas de curto prazo.

## 5 — Conclusões e comentários finais

Os indicadores estimados e discutidos ao longo deste estudo foram baseados em 28 séries econômicas com informação estatística mensal. A classificação das variáveis quanto à coerência dos seus movimentos com a produção industrial permitiu construir três indicadores: um antecedente, baseado em 10 séries; um coincidente, baseado em 12 séries; e um retardado, baseado em 6 variáveis.

O avanço médio do indicador antecedente em relação à produção foi estimado em 2 a 2,5 meses, ou seja, com informação imediata ou com pequeno atraso sobre as variáveis que compõem este indicador é possível prever o comportamento da atividade industrial nos próximos dois meses. Cabe aqui um comentário importante. A disponibilidade dos dados no Brasil tem um atraso médio, na grande maioria das vezes, superior a dois meses. Conseqüentemente, a menos que as causas deste atraso sejam superadas, as oportunidades de utilização eficiente do indicador antecedente são sensivelmente diminuídas.

O desempenho dos indicadores em prever e detectar as flutuações na produção industrial foi considerado satisfatório. As flutuações nos indicadores são consistentes entre si na maioria das ocasiões. A queda no ritmo de crescimento da atividade econômica em 1975 foi apontada pelos três indicadores, bem como um possível início da recuperação no final de 1975, embora estas últimas indicações sejam baseadas em dados preliminares e em um número pequeno de variáveis.

O indicador coincidente reflete com bastante nitidez as informações sobre a atividade econômica. Sob este aspecto, o desempenho do indicador coincidente é superior ao dos demais.

