

ciclos econômicos
e indicadores
de atividade
no brasil

claudio r. contador

35

ipea

coleção relatórios de pesquisa

Sistemas de previsão econômica são fundamentais nos processos de decisão, quer a nível governamental, quer a nível empresarial, quer ainda a nível de indivíduos. Na ausência de estimativas diretas, as previsões assumem maior importância ainda. Apesar da lenta e segura melhoria dos dados estatísticos no Brasil — em particular, aqueles sob o encargo da Fundação IBGE — os sistemas de previsão são aqui pouco conhecidos e utilizados.

Este texto procura sanar parte dessa deficiência. São apresentados diversos critérios para a montagem de indicadores econômicos para o Brasil. Mas a preocupação não é apenas a geração de dados que possam, eventualmente, substituir informações inexistentes. O estudo vai mais além e dedica uma atenção toda especial à construção de indicadores antecedentes. Em outras palavras, demonstra como, a partir de padrões observados no passado, é possível identificar aquelas variáveis e processos que antecedem as reversões cíclicas na economia. A partir daí, processos estatísticos especiais agregam as variações em indicadores que podem prever as reversões cíclicas e o estado geral da economia com uma antecedência entre 5 e 7 meses. A técnica desenvolvida constitui-se num instrumento valioso para o processo de decisão da política econômica.

Conforme enfatiza o próprio autor, a técnica apresentada não pretende substituir nem torna obso-

**CICLOS ECONÔMICOS E INDICADORES
DE ATIVIDADE NO BRASIL**

PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA
SECRETARIA DE PLANEJAMENTO

**INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO
E SOCIAL (IPEA)**

Presidente do Conselho de Administração

JOÃO PAULO DOS REIS VELLOSO
Ministro-Chefe da Secretaria de Planejamento

Presidente do IPEA

ÉLCIO COSTA COUTO
Secretário-Geral da Secretaria de Planejamento

Instituto de Pesquisas (INPES)

HAMILTON CARVALHO TOLOSA
Superintendente

Instituto de Planejamento (IPLAN)

ROBERTO CAVALCANTI DE ALBUQUERQUE
Superintendente

Instituto de Programação e Orçamento (INOR)

ANTONIO ALVES DE OLIVEIRA NETO
Diretor-Geral

Centro de Treinamento para o Desenvolvimento
Econômico (CENDEC)

JAYME COSTA SANTIAGO
Diretor

INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO E SOCIAL
SERVIÇO EDITORIAL

Rua Melvin Jones, 5, 28.º andar — Rio de Janeiro (RJ)



INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO E SOCIAL
INSTITUTO DE PESQUISAS — INPES

RELATÓRIO DE PESQUISA N.º 35

ciclos econômicos e indicadores de atividade no brasil

Claudio R. Contador

RIO DE JANEIRO
IPEA/INPES
1977

Instituto de Planejamento Econômico e Social. Instituto de Pesquisas.

Ciclos econômicos e indicadores de atividade no Brasil, por Claudio R. Contador. Rio de Janeiro, 1977.

XVI, 238 p. (IPEA/INPES. Relatório de Pesquisa, 35)

1. Ciclos econômicos — Brasil. 2. Indicadores econômicos — Brasil. I. Contador, Claudio Roberto, 1942- . II. Série. III. Título.



CDD 338.54
CDU 338.972(81)

Este trabalho é da inteira e exclusiva responsabilidade de seu autor. As opiniões nele emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Secretaria de Planejamento.

No final deste trabalho encontra-se relação completa das obras publicadas pelo IPEA.

SUMÁRIO

APRESENTAÇÃO	1
PREFACIO	3

PARTE I

OS INDICADORES ECONÔMICOS

I – INTRODUÇÃO	9
II – CICLOS ECONÔMICOS NO BRASIL	15
2.1 – Os Conceitos de Ciclo Econômico	15
2.2 – A Cronologia dos Ciclos Econômicos no Brasil	21
III – INDICADORES DA ATIVIDADE ECONÔ- MICA	27
3.1 – Introdução	27
3.2 – A Escolha da Variável-Referência	31

3.3	– A Dimensão do Tempo	32
3.4	– Variáveis Nominais ou Deflacionadas?	33
3.5	– Os Erros de “Omissão” e de “Falso Sinal”	36
3.6	– A Questão dos Retardos e Avanços	40
3.7	– As Flutuações Estacionais	53
IV	– TÉCNICAS PARA MONTAGEM DE INDICADORES	61
4.1	– As Técnicas Mais Conhecidas	61
4.2	– Indicadores Antecedentes para Produto e Emprego Industrial	65
4.3	– Os Prognósticos para 1977	76
V	– COMENTÁRIOS FINAIS E CONCLUSÕES	81

PARTE II

OS DETALHES METODOLÓGICOS

VI	– AS INFORMAÇÕES ESTATÍSTICAS BÁSICAS	87
VII	– INDICADORES DO “TIPO NBER”	95
7.1	– A Metodologia	95
7.2	– Estimativas para Diversas Variáveis-Referência	100
VIII	– A TÉCNICA DE HYMANS	167
IX	– ÍNDICES DE DIFUSÃO	179
9.1	– A Metodologia	179
9.2	– Algumas Estimativas	183
9.3	– As Sondagens Conjunturais da Fundação Getúlio Vargas	186
X	– A TÉCNICA DE COMPONENTES PRINCIPAIS	195
10.1	– A Metodologia	195
10.2	– Algumas Estimativas	199

XI – DESEMPENHO PREDITIVO DOS INDICADORES	205
11.1 – Introdução	205
11.2 – Medidas Estatísticas de Desempenho ..	209
11.3 – A Correção do Erro Sistemático	217
APÊNDICE	225
BIBLIOGRAFIA	229

LISTA DE FIGURAS E TABELAS

Figuras

II.	1	— A Cronologia de um Ciclo Teórico, segundo Diferentes Critérios	20
II.	2	— A Cronologia dos Ciclos Econômicos no Brasil	23
III.	1	— Defeitos Mais Comuns dos Indicadores Antecedentes	38
III.	2	— Correlogramas do Produto Industrial do Brasil (Y) e Diversas Variáveis (X). Retardos (-) e Avanços (+) em Meses. Período Janeiro de 1969 a Dezembro de 1975	42
III.	3	— A Decomposição de Duas Variáveis Fictícias	45
III.	4	— Decomposição em Ciclos do Produto Interno Bruto do Brasil. Período 1861/1975	49
III.	5	— Decomposição em Ciclos dos Preços ao Consumidor no Brasil	51

III.	6	– Decomposição em Ciclos de Algumas Variáveis-Referência	59
IV.	1	– Produção Industrial do Brasil: Comparação entre o Crescimento do Índice Efetivo e as Estimativas do Indicador Antecedente	70
IV.	2	– Emprego Industrial em São Paulo: Comparação entre o Crescimento do Índice Efetivo e as Estimativas do Indicador Antecedente	73
IV.	3	– Produto e Emprego Industrial: Prognósticos com Indicadores Antecedentes	79
VI.	1	– Decomposição em Ciclos de Algumas Variáveis Econômicas Expressas em Variações Nominais, Deflacionadas e Desestacionalizadas	93
VII.	1	– Valor Real da Produção Industrial de Pernambuco	148
VII.	2	– Valor Real da Produção Industrial de Minas Gerais	149
VII.	3	– Valor Real da Produção Industrial do Município do Rio de Janeiro (Antigo Estado da Guanabara)	150
VII.	4	– Valor Real da Produção Industrial do Rio Grande do Sul	151
VII.	5	– Valor Real da Produção Industrial: Alimentos	152
VII.	6	– Valor Real da Produção Industrial: Bebidas	153
VII.	7	– Valor Real da Produção Industrial: Borracha	154
VII.	8	– Valor Real da Produção Industrial: Fumo	155
VII.	9	– Valor Real da Produção Industrial: Material Elétrico e de Comunicações	156
VII.	10	– Valor Real da Produção Industrial: Material de Transporte	157
VII.	11	– Valor Real da Produção Industrial: Matéria Plástica	158
VII.	12	– Valor Real da Produção Industrial: Mecânica	159

VII.	13	— Valor Real da Produção Industrial: Metalurgia	160
VII.	14	— Valor Real da Produção Industrial: Minerais Não-Metálicos	161
VII.	15	— Valor Real da Produção Industrial: Papel e Papelão	162
VII.	16	— Valor Real da Produção Industrial: Perfumaria, Sabões e Velas	163
VII.	17	— Valor Real da Produção Industrial: Produtos Químicos	164
VII.	18	— Valor Real da Produção Industrial: Indústria Têxtil	165
IX.	1	— Construção de um Índice de Difusão Hipotético	182
IX.	2	— Estimativas do Índice de Difusão para o Crescimento do Produto Industrial	185
IX.	3	— Índices de Difusão da Sondagem Conjuntural da FGV	193
X.	1	— Produção Industrial do Brasil: Indicador Antecedente Montado com a Técnica de Componentes Principais	202
XI.	1	— Diagramas de Predição-Realização de Theil	208
XI.	2	— Diagramas de Predição-Realização: Produto Industrial do Brasil	213
XI.	3	— Diagramas de Predição-Realização: Emprego Industrial em São Paulo	214
XI.	4	— Diagrama de Predição-Realização e o Erro Sistemático	218

Tabelas

II.	1	— Cronologia dos Ciclos Econômicos no Brasil, segundo Diversos Conceitos	25
III.	1	— Decomposição da Variância Total de Diversas Variáveis-Referência: Emprego e Produção Industrial Agregada e por Região	55

III.	2	– Decomposição da Variância Total da Produção Industrial de Diversos Ramos de Atividade no Brasil	56
IV.	1	– Composição do Indicador Antecedente: Produção Industrial Agregada	68
IV.	2	– Produção Industrial no Brasil: Indicador Antecedente em Taxas Anuais	71
IV.	3	– Composição do Indicador Antecedente: Emprego Industrial em São Paulo	72
IV.	4	– Nível de Emprego Industrial em São Paulo: Indicador Antecedente em Taxas Anuais ..	74
IV.	5	– Cronologia dos Pontos de Reversão Cíclica do Produto e Emprego Industrial: Período 1966/75.	75
IV.	6	– Produto e Emprego Industrial: Estimativas segundo Indicadores Antecedentes – Taxas de Crescimento em 12 Meses	78
VI.	1	– Lista de Variáveis-Referência	89
VI.	2	– Lista das Variáveis que Compõem os Indicadores	90
VII.	1	– Índice de Produção Industrial Real (Pernambuco): Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	102
VII.	2	– Valor Real da Produção Industrial (Pernambuco): Indicador Antecedente em Taxas Anuais	103
VII.	3	– Índice de Produção Industrial Real (Minas Gerais): Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	104
VII.	4	– Valor Real da Produção Industrial (Minas Gerais): Indicador Antecedente em Taxas Anuais	105
VII.	5	– Índice de Produção Industrial Real (Rio de Janeiro): Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	106
VII.	6	– Valor Real da Produção Industrial (Rio de Janeiro): Indicador Antecedente em Taxas Anuais	107

VII. 7	– Índice de Produção Industrial Real (Rio Grande do Sul): Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	108
VII. 8	– Valor Real da Produção Industrial (Rio Grande do Sul): Indicador Antecedente em Taxas Anuais	109
VII. 9	– Índice de Produção Real da Indústria de Alimentos: Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	110
VII. 10	– Valor Real da Produção de Alimentos: Indicador Antecedente em Taxas Anuais ..	111
VII. 11	– Índice de Produção Real da Indústria de Bebidas: Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	112
VII. 12	– Valor Real da Produção de Bebidas: Indicador Antecedente em Taxas Anuais	113
VII. 13	– Índice de Produção Real da Indústria de Bebidas: Variáveis que Compõem o Indicador Coincidente	114
VII. 14	– Valor Real da Produção de Bebidas: Indicador Coincidente em Taxas Anuais	115
VII. 15	– Índice de Produção Real da Indústria de Borracha: Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	116
VII. 16	– Valor Real da Produção de Borracha: Indicador Antecedente em Taxas Anuais ...	117
VII. 17	– Índice de Produção Real da Indústria de Fumo: Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	118
VII. 18	– Valor Real da Produção de Fumo: Indicador Antecedente em Taxas Anuais	119
VII. 19	– Índice de Produção Real da Indústria de Material Elétrico e de Comunicações: Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	120
VII. 20	– Valor Real da Produção de Material Elétrico e de Comunicações: Indicador Antecedente em Taxas Anuais	121

VII. 21	— Índice de Produção Real da Indústria de Material de Transporte: Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	122
VII. 22	— Valor Real da Produção de Material de Transporte: Indicador Antecedente em Taxas Anuais	123
VII. 23	— Índice de Produção Real da Indústria de Material de Transporte: Variáveis que Compõem o Indicador Coincidente	124
VII. 24	— Valor Real da Produção de Material de Transporte: Indicador Coincidente em Taxas Anuais	125
VII. 25	— Índice de Produção Real da Indústria de Matéria Plástica: Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	126
VII. 26	— Valor Real da Produção de Matéria Plástica: Indicador Antecedente em Taxas Anuais	127
VII. 27	— Índice de Produção Real da Indústria de Matéria Plástica: Variáveis que Compõem o Indicador Coincidente	128
VII. 28	— Valor Real da Produção de Matéria Plástica: Indicador Coincidente em Taxas Anuais	129
VII. 29	— Índice de Produção Real da Indústria Mecânica: Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	130
VII. 30	— Valor Real da Produção de Mecânica: Indicador Antecedente em Taxas Anuais	131
VII. 31	— Índice de Produção Real da Indústria Metalúrgica: Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	132
VII. 32	— Valor Real da Produção de Metalurgia: Indicador Antecedente em Taxas Anuais	133
VII. 33	— Índice de Produção Real da Indústria de Minerais Não-Metálicos: Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	134
VII. 34	— Valor Real da Produção de Minerais Não-Metálicos: Indicador Antecedente em Taxas Anuais	135

VII. 35	— Índice de Produção Real da Indústria de Papel e Papelão: Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	136
VII. 36	— Valor Real da Produção de Papel e Papelão: Indicador Antecedente em Taxas Anuais	137
VII. 37	— Índice de Produção Real da Indústria de Perfumaria, Sabões e Velas: Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	138
VII. 38	— Valor Real da Produção de Perfumaria, Sabões e Velas: Indicador Antecedente em Taxas Anuais	139
VII. 39	— Índice de Produção Real da Indústria Química: Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	140
VII. 40	— Valor Real da Produção de Química: Indicador Antecedente em Taxas Anuais ..	141
VII. 41	— Índice de Produção Real da Indústria Têxtil: Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	142
VII. 42	— Valor Real da Produção Têxtil: Indicador Antecedente em Taxas Anuais	143
VII. 43	— Índice de Produção Real da Indústria Têxtil: Variáveis que Compõem o Indicador Coincidente	144
VII. 44	— Valor Real da Produção Têxtil: Indicador Coincidente em Taxas Anuais	145
VII. 45	— Índice de Produção Real da Indústria de Vestuário, Calçados e Artefatos de Tecidos: Variáveis que Compõem o Indicador Antecedente	146
VII. 46	— Valor Real da Produção de Vestuário, Calçados e Artefatos de Tecidos: Indicador Antecedente em Taxas Anuais	147
VIII. 1	— Decomposição Cíclica dos Indicadores Antecedentes de Produção e Emprego Industrial	176

IX.	1	– Correlações entre Variáveis Coletadas nas Sondagens Conjunturais e Acréscimos no Produto Industrial do Brasil: Período 1968/76	191
X.	1	– Indicador Antecedente para Produção Industrial do Brasil: Composição com a Técnica de Componentes Principais	200
X.	2	– Produção Industrial do Brasil: Indicador Antecedente Construído com a Técnica de Componentes Principais	201
XI.	1	– Desempenho Preditivo dos Indicadores e Decomposição dos Erros	215
XI.	2	– Correção do Erro Sistemático dos Indicadores Antecedentes	220
XI.	3	– Desempenho Preditivo dos Indicadores após Correção do Erro Sistemático	222

APRESENTAÇÃO

A previsão do futuro é de crucial importância para o processo de decisão da política econômica, uma vez que a capacidade de prever a evolução de certas variáveis básicas permite a escolha de decisões que podem modificar o curso previsto da economia.

Com este propósito, o presente trabalho trata da montagem de indicadores que identificam, com antecedência, as reversões cíclicas no crescimento do produto e do emprego industrial no Brasil. Vários indicadores são apresentados, cobrindo grande número de ramos de atividade e as cinco regiões industrialmente mais importantes. Alguns experimentos e certas indicações do comportamento passado mostram que o desempenho preditivo dos indicadores antecedentes é de modo geral bastante satisfatório. Esta qualidade, aliada à facilidade de sua construção, sugere que os indicadores podem ser valiosos no processo de decisão da política econômica.

O presente trabalho constrói indicadores antecedentes com base em uma das numerosas técnicas disponíveis. Outros métodos, tais como os modelos econométricos, estão ainda em

fase embrionária de montagem e aplicação no Brasil, e eventualmente poderão ser utilizados em finalidades de previsão e simulação. A principal vantagem da técnica aqui utilizada é a sua simplicidade. Sem dúvida, críticas surgirão, mormente quando constatado algum possível erro de predição. Contudo, deve ser lembrado que o desempenho preditivo de uma técnica não deve ser qualificado e avaliado com base numa única observação.

Esperamos que a divulgação do presente trabalho estimule a investigação e exame de outros critérios preditivos. O debate sobre o tema é bem-vindo e de interesse para a formulação da política econômica.

HAMILTON C. TOLOSA

FERNANDO A. REZENDE

Superintendência do INPES

PREFÁCIO

Os homens reagem não só aos eventos presentes, mas, muitas vezes, procuram antecipar-se ao que o futuro lhes encerra. Muitas formas de prever o futuro têm sido desenvolvidas e abandonadas na busca do que seria o método infalível. Afinal, as expectativas têm um papel marcante na tomada de decisões por parte de indivíduos, empresas e governos. Este estudo preocupa-se com a montagem de processos de previsão de variáveis econômicas de interesse geral e, mais especificamente, de interesse imediato para o governo.

A previsão do futuro é crucial para a política econômica, pois a capacidade de prever a evolução de certas variáveis permite a escolha de decisões que, até certo ponto, podem modificar o futuro anteriormente previsto.

O objetivo da predição é reduzir os riscos no processo de decisão governamental. As predições, pelo fato de serem meras estimativas antecipadas, incorrem geralmente em erros, qualquer que seja o método utilizado. Quanto mais recursos, materiais e intelectuais, forem destinados à previsão mais acuradas as estimativas tendem a ser, e conseqüentemente é pos-

sível reduzir as falhas e as incertezas no processo decisório. Uma vez que os critérios de previsão — quaisquer que sejam — não conseguem eliminar os riscos de erros, torna-se necessário manter um compromisso entre o erro médio aceitável no processo de decisão e os recursos devotados à pesquisa e aos critérios de previsão. Neste estudo, procuraremos identificar os critérios para construção de indicadores de atividade capazes de fornecer estimativas razoavelmente acuradas a um custo de tempo e de recursos relativamente baixo. Estimativas mais acuradas ainda — geralmente *ex-post* — são levantadas por agências especializadas, tais como a Fundação IBGE e a Fundação Getúlio Vargas, mas a um custo substancialmente mais elevado e, além disso, com maior demora na disponibilidade e divulgação.

Este estudo é uma versão revisada e mais completa de uma pesquisa realizada pelo IPEA. * Uma refundição, não divulgada, do trabalho anterior mostrou-se extremamente frutífera, com substancial melhoria no desempenho preditivo dos indicadores antecedentes. A versão atual é um novo aperfeiçoamento do texto anterior. As sugestões e críticas construtivas feitas aos trabalhos publicados permitiram-nos introduzir modificações substanciais, com visível melhoria na exposição, metodologia, abrangência e capacidade preditiva dos indicadores. Para evitar uma descrição apática e cansativa da metodologia e dos experimentos, procuramos na versão atual combinar a evidência histórica, a descrição teórica da metodologia e o tratamento estatístico. O Capítulo II discute os conceitos de ciclo econômico e procura aplicá-los à experiência brasileira. O Capítulo III reúne alguns problemas existentes sobre a construção e emprego de indicadores. As composições e estimativas de indicadores de produção industrial e emprego são descritas no Capítulo IV. O Capítulo V encerra, com conclusões e alguns comentários, a primeira parte da pesquisa.

A Parte II destina-se à descrição das diversas técnicas disponíveis para a montagem de indicadores de atividade. O leitor, interessado na metodologia e em como realizar previ-

* Claudio R. Contador, "Indicadores da Atividade Econômica no Brasil", in *Fesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 6, n.º 1 (abril de 1976), pp. 1-60; e "Queda e Recuperação do Ritmo de Crescimento Econômico", in *Conjuntura Econômica*, vol. 30, n.º 4 (abril de 1976), pp. 94-99.

sões com a técnica de indicadores antecedentes, encontrará as informações necessárias nos quatro capítulos que compõem a Parte II. Ao contrário da Parte I, que pouco ou nada exige de conhecimentos sobre métodos quantitativos, a Parte II destina-se ao leitor dotado de noções básicas de estatística e econometria. O Capítulo VI mostra detalhadamente a metodologia que foi denominada "do tipo NBER". Na verdade, como o leitor terá condições de verificar, o instrumental proposto não é uma mera repetição daquele desenvolvido pelo National Bureau of Economic Research, dos Estados Unidos, mas corresponde a uma versão adaptada às nossas condições, até mesmo com algumas vantagens metodológicas.

O Capítulo VII trata de um método alternativo para a montagem de indicadores de atividade. São discutidos os índices de difusão construídos a partir das Sondagens Conjunturais da Fundação Getúlio Vargas, apresentando-se alguns reparos. O Capítulo VIII apresenta a metodologia e as estimativas de indicadores baseados na técnica estatística conhecida como componentes principais. É importante assinalar que os resultados empíricos e as conclusões destes dois últimos capítulos são consistentes com o comportamento e a cronologia apontados pelos indicadores estimados no Capítulo VI.

Finalmente, encerrando a pesquisa, a capacidade preditiva dos indicadores antecedentes é examinada no Capítulo IX. Vários testes estatísticos são apresentados tanto para o desempenho dos indicadores nos períodos mais longos como nas fases de reversão cíclica. Os testes realizados indicam que a qualidade preditiva dos indicadores agregados de produção e emprego industrial é bastante satisfatória. Algumas estimativas mostram que é possível aperfeiçoar o desempenho preditivo através da correção de erros sistemáticos, mas esta é uma tarefa recomendada para o futuro, quando tivermos acumulado experiência sobre os erros e acertos do sistema de previsão sugerido.

Quer julgado favorável ou não pelos eventos futuros, o sistema de previsão sugerido nesta pesquisa foi resultado da imaginação, esforço sincero e exaustivas críticas de grande número de pessoas. Hamilton C. Tolosa e Fernando Rezende da Silva, respectivamente Superintendente e Superintendente-Adjunto do INPES, são responsáveis pela sugestão e pela motivação despertada pelo tema. A liberdade de pensamento e

de crítica existente no INPES inocenta-os, entretanto, dos resultados finais do estudo, diferentes talvez do que esperavam.

Conforme o leitor terá condições de aquilatar, a pesquisa envolveu a coleta, a crítica e a manipulação estatística de uma grande massa de informações. O auxílio prestado por Luiz Zottmann, da Secretaria de Planejamento Geral do IPEA, Pedro Paulo Martins Soares, da Assessoria Especial da Secretaria de Planejamento da Presidência da República, Antonio Carlos Lemgruber, da Fundação Getulio Vargas, João Pedro e Ivo Carrara, do Banco Central do Brasil, e muitos outros, foi imprescindível para a coleta e a crítica das informações. Os economistas Maria Cristina Tavares Negreiros e Alfredo Barbe Behrens tiveram o trabalho mais penoso de coleta dos dados e de grande parte da computação eletrônica. Clarice Pechman e Herval Aluísio Mota Cardoso, com idêntica dedicação, funcionaram como assistentes nas etapas finais. Jandira de Cassia do Carmo e Dalva Pinto de Araújo merecem louvores pela atuação como secretárias. Igualmente importante foi o esforço da Turma de Reprografia que, com presteza e competência, datilografou e revisou as sucessivas versões da pesquisa.

As críticas e sugestões de Alfredo Barbe Behrens, Carlos von Doellinger, Fernando Barbosa, Fernando Rezende, Hamilton Tolosa, Leila Maia, Maria Cristina Negreiros, Maria da Conceição Silva e de muitos outros colegas do Instituto de Pesquisas, foram cruciais para tornar o texto mais compreensível e menos falho. Pelo fato de haver aceito apenas parte das críticas e rejeitado algumas sugestões, o autor isenta as pessoas acima de responsabilidade por possíveis erros e deficiências do estudo. Infelizmente, o próprio autor não pode fugir à responsabilidade por tais imperfeições.

CLAUDIO R. CONTADOR

PARTE I

OS INDICADORES ECONÔMICOS

I

INTRODUÇÃO

A história econômica do Brasil é rica em períodos de intensa expansão econômica, outros de crescimento modesto e uns poucos de crescimento nulo ou negativo. Tal instabilidade não é exclusiva da história econômica do Brasil. Ao contrário, tal fato é também comum a outros países, com economia de mercado ou dirigida pelo Estado, que apresentam flutuações mais acentuadas ainda do que as sentidas pela economia brasileira. Na verdade, as flutuações na produção física, no nível de emprego e nos preços atingem os mais diversos países, e são fenômenos recorrentes que receberam a conceituação de "ciclo", cujo diagnóstico e tratamento vêm constituindo o tema de interesse central da teoria macroeconômica moderna.

A natureza das forças responsáveis pelos ciclos econômicos é radicalizada por duas correntes opostas. A primeira é que as amplitudes e duração dos ciclos, mormente os mais longos, independem da estrutura e do sistema econômico. Os ciclos resultariam de choques puramente aleatórios, que causariam as recessões e as expansões. Sob este ponto de vista,

a análise econômica dos ciclos não tem significado algum para a previsão de novos ciclos. No outro extremo, a existência dos ciclos é atribuída única e exclusivamente a forças econômicas, inter-relacionadas com fatores sócio-culturais e recursos naturais. Sob esta ótica, a análise dos ciclos econômicos é de suma importância, tanto para a economia política como para a história econômica. A maioria dos autores adota uma posição intermediária entre estes extremos. Por exemplo, Abramovitz aceita que as principais características econômicas e estatísticas dos ciclos mais longos já são conhecidas, mas observa também que as suas causas econômicas são controversas. Para ele e outros economistas, o fato importante é a uniformidade dos ciclos econômicos, característica esta que torna a sua análise importante tanto para a teoria e política econômica como para o desenvolvimento do instrumental estatístico.¹ Ao longo do nosso estudo, adotaremos uma posição intermediária semelhante, sem discutir as causas dos ciclos no Brasil, mas procurando descobrir um conjunto de "leis" relativamente estáveis de dependência estatística que, uma vez identificadas, serão úteis para antever a ocorrência de novos ciclos.

O exame dos ciclos econômicos revela características específicas a cada economia. Assim, dois fatos diferenciam as nossas flutuações do produto real das dos demais países. O primeiro é a presença quase que sistemática da inflação, mesmo nos períodos de recessão econômica, quando é costume a deflação abater-se sobre as economias. Alguns estudos mostram que, desde um passado bem remoto, só em raras ocasiões os preços no Brasil mantiveram-se estáveis ou caíram, e mesmo assim a deflação foi curta e muito pequena.² Ao

¹ M. Abramovitz, "Hearings Before the Joint Economic Committee of the Congress of the United States", 86th. Congress, Primeira Seção, Parte 2, pp. 411-466.

² Veja-se, por exemplo, Mário Henrique Simonsen, "Inflation and the Money and Capital Markets of Brazil", in Howard Ellis (ed.), *The Economy of Brazil* (Berkeley: University of California Press, 1969), pp. 134-135; Annibal Villanova Villela e Wilson Suzigan, *Política do Governo e Crescimento da Economia Brasileira: 1889-1945*, Série Monográfica (Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1973), n.º 10, Tabela VII, pp. 424-425; Oliver Onody, *A Inflação Brasileira: 1822-1958* (Rio de Janeiro, 1960), pp. 25, 117-119; Mircea Buescu, *300 Anos de Inflação* (Rio de Janeiro: APEC, 1973), Quadro LX, p. 223. Para uma análise econométrica dos determinantes da taxa de inflação desde 1861, con-

contrário, a inflação é a característica marcante da história econômica do Brasil, e os ciclos respectivos, na verdade, se distinguem não por estabilidade, queda ou aumento no nível dos preços, mas sim por estabilidade, queda e aumento na taxa de inflação. A segunda característica é o crescimento econômico praticamente ininterrupto, observado no Brasil no século XX, com exceção talvez de duas curtas recessões, uma na I Guerra Mundial e outra na Crise de 1929. Essa característica afeta diretamente o conceito de "ciclo econômico" aplicável ao Brasil, conforme discutiremos mais adiante.

Além da expansão quase ininterrupta, o crescimento econômico experimentado pelo Brasil nas duas últimas décadas atingiu taxas médias notáveis e não observadas até então na nossa história. Mais ainda, à medida que a década de 60 se esgotava e entrávamos na de 70, taxas crescentes eram atingidas. De uma taxa média anual de pouco menos de 6% entre 1947 e 1967, a renda nacional em termos reais passou a crescer a mais de 9% de 1968 a 1970 e a quase 11% no triênio seguinte, ritmo observado até então apenas na Alemanha e no Japão, para citar as experiências mais conhecidas. Mas o otimismo gerado pelo chamado "milagre brasileiro" foi abalado pela ligeira queda na expansão de 9,5% da renda em 1974 e desagradavelmente sacudido pelo crescimento modesto de pouco mais de 4% em 1975. Prognósticos ainda pessimistas são formulados para o crescimento econômico nos próximos anos. Os mais pessimistas mostram-se propensos até mesmo a generalizar para o futuro próximo o crescimento modesto de hoje, imaginando que o crescimento do período 1968/74 foi atípico e não pode ser revivido. Segundo eles, estaria então o Brasil fadado a um crescimento modesto, lento e sacrificado até atingir, caso fosse possível, as condições de país desenvolvido.

Felizmente esta fase de crescimento modesto ou reprimido, que ora presenciamos, não é permanente. Na verdade, conforme mostraremos mais adiante, podemos acreditar que

sulte C. R. Contador e C. L. Haddad, "Produto Real, Moeda e Preços: a Experiência Brasileira no Período 1861-1970", in *Revista Brasileira de Estatística*, vol. 6 (julho/setembro de 1975), pp. 407-440. Existem alguns erros gráficos no texto, particularmente nas tabelas em apêndice, onde são reproduzidas as séries históricas de renda real, preços, inflação e outras variáveis.

a fase atual será seguida, por sua vez, de uma outra, caracterizada por taxas elevadas de crescimento que, infelizmente, também não serão permanentes.

Apesar do dogma clássico de que a economia só poderia encontrar o equilíbrio em condições de pleno emprego, é curioso observar que o ciclo econômico afligia com muito mais intensidade e frequência o mundo antes da década de 40, quando a teoria clássica ainda era reinante. Nos últimos 30 anos, houve um notável desenvolvimento do instrumental teórico anticíclico disponível aos formuladores da política macroeconômica. Ao mesmo tempo, assistimos ao gradual crescimento da intervenção governamental em vários setores, com o Estado assumindo a responsabilidade pela criação e administração de empresas governamentais e mistas, a concessão de incentivos e transferências ao setor privado, o papel crescente dos seus gastos como orientador da produção, etc.³ Houve mesmo uma conscientização pública de que o crescimento econômico e a modernização da economia deveriam ser estimulados. Por todas essas razões, as flutuações cíclicas — não só no Brasil como nos demais países — tornaram-se menos agudas, levando um grupo crescente de economistas e políticos a acreditar que os ciclos econômicos — na verdade nunca muito pronunciados no Brasil — haviam desaparecido do cenário das economias industrializadas. Porém, a recente crise que atingiu vários países simultaneamente e as perspectivas para os próximos anos renovaram o interesse pelo estudo não só “das causas” e características do ciclo atual, mas também mostraram a necessidade de os formuladores de política disporem de instrumentos capazes de identificar os indícios de novos ciclos no futuro.

Mas mesmo antes da crise iniciada em 1974/75, um grupo de economistas e estatísticos de países capitalistas e socialistas reuniu-se em abril de 1967 em Londres para discutir a “obsolescência” do ciclo econômico nas economias mais adianta-

³ Para uma descrição da importância da ação do Governo na economia brasileira veja Werner Baer, Isaac Kerstenetzky e Annibal V. Villela, “As Modificações no Papel do Estado na Economia Brasileira”, in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 3, n.º 4 (dezembro de 1973), pp. 883-912.

das.⁴ O resultado dessa conferência tornou-se famoso. Inclusive uma das conclusões, com aceitação generalizada, foi de que "... obsoleto era o tema da conferência, mas não as fases de expansão e contração econômica".⁵ Era necessário apenas redefinir o conceito de ciclo para que este se tornasse visível, com suas fases, efeitos e cronologia.

No momento em que passamos a aceitar a idéia de que o crescimento econômico não é um processo estável, e sim caracterizado por instabilidade, é natural que o nosso interesse seja orientado para três problemas: (a) as causas e os mecanismos de propagação do ciclo; (b) os sintomas; e (c) as curas. As causas e os canais de propagação do ciclo⁶ e as medidas anticíclicas são bastante polêmicas, e a literatura a respeito é das mais abundantes. Citando as causas mais conhecidas, temos a teoria "monetária pura" de Hawtrey, as teorias de "superinvestimento" de Hayek, Spiethoff e Wicksell, o ciclo de "inovação" de Schumpeter, a teoria de "subconsumo" de Hobson, a teoria do ciclo de oferta de Mitchell, a teoria do multiplicador-acelerador de Samuelson e Hicks, as teorias pós-keynesianas de Kalecki, Tinbergen, Kaldor, Goodwin, Hansen, Harrod, Domar, e outros, o ciclo "com barreiras" de Smithies, e muitos outros. "Teorias" foram desenvolvidas também no sentido de explicar a existência de ciclos com duração distinta. Os ciclos longos de Kondratieff, com 50 a 60 anos de duração, os de 20 anos, de Kuznets, os de construção, de 15 anos, o de "manchas solares", de 11 anos de Jevons, os de 10 anos, de

⁴ A conferência "Is the Business Cycle Obsolete?" foi patrocinada pelo Social Science Research Council. Veja os principais tópicos em Martin Bronfenbrenner (ed.), *Is the Business Cycle Obsolete?* (New York: John Wiley and Sons, Inc., 1969).

⁵ Esta opinião foi emitida pelo russo Stanislav Menshikov e endossada pela maioria dos participantes. A existência de ciclos econômicos em economias socialistas é comprovada por vários autores: Alec Nove, "Cyclical Fluctuations Under Socialism", Andrew Brody, "The Rate of Economic Growth in Hungary", Josef Goldmann, "Fluctuation in the Growth Rate in a Socialist Economy and the Inventory Cycle", todos publicados em Bronfenbrenner, *op. cit.*

⁶ Para um resumo das teorias cíclicas, consulte Joseph Schumpeter, *History of Economic Analysis* (New York: Oxford University Press, 1954), pp. 738-750; Robert A. Gordon, *Business Fluctuations* (New York: Harper & Row, Pub., 1961), Capítulos 10-13; Michael K. Evans, *Macroeconomic Activity: Theory Forecasting and Control* (New York: Harper & Row, Pub., 1969), Capítulos 12-15; Haberler, *Prosperity and Depression* (Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1958).

Schumpeter, o de rotação do planeta Vênus em oito anos, de Moore, e os “subciclos” de 18 meses, de Mack, para citar apenas alguns, mostram a dificuldade de isolar “um” tipo de ciclo. (Na verdade, a opinião mais aceita atualmente é de que ciclos com duração distinta — e muito mais variados do que os citados acima — são sobrepostos, ou seja, a evolução de uma série econômica é na verdade formada pela soma de grande número de flutuações cíclicas periódicas, com duração diferente.)

Quanto às medidas anticíclicas, a discussão é mais acerba ainda, com versões monetaristas, fiscalistas e diversas correntes dentro de cada enfoque. Este estudo pretende manter-se afastado de uma discussão tanto das causas como das curas do ciclo econômico no Brasil. Encaramos, entretanto, com bons olhos as críticas e um debate objetivo que porventura resulte da divulgação das nossas experiências sobre os sintomas do ciclo na economia brasileira.

Apesar de o conhecimento existente sobre as causas dos ciclos ser bastante incompleto, especialmente no Brasil, economistas das mais diferentes escolas concordam que a predição *ex-ante* do comportamento futuro da economia permite a tomada de decisões que podem corrigir em tempo hábil ou com um mínimo de perda qualquer tendência indesejada. Como diz o provérbio popular, “é melhor prevenir do que remediar”. (Naturalmente, quanto maior a confiança nos indicadores e mais cedo forem feitas as predições, maior a utilidade e importância das previsões para a política econômica.) O tema que vamos abordar está ainda em fase exploratória no Brasil, e por si só suscita muitas controvérsias. Assim, fugimos em princípio de qualquer compromisso com as correntes de pensamento teórico. Para os nossos propósitos, as “teorias” serão úteis na medida em que simplificarem a metodologia, sem prejudicar a qualidade preditiva dos indicadores. Adotaremos, portanto, a regra máxima de que a validade das “teorias” deve ser medida pela frequência dos acertos na predição *ex-ante* dos eventos.

II

CICLOS ECONÔMICOS NO BRASIL

2.1 Os Conceitos de Ciclo Econômico

Por ciclo econômico entende-se a seqüência de expansões e contrações, recorrentes e acumulativas em um grande número de processos econômicos, em particular no produto nacional e no nível de emprego.¹ Essa conceituação de ciclo econômico, com periodicidades bem definidas e estáveis, é na verdade uma abstração irreal. Implícita no conceito de recorrência está a idéia de que a atividade econômica é incapaz de manter-se no mesmo rumo indefinidamente. Mais importante ainda é o fato de que em geral um desvio tende a reforçar movimentos no mesmo sentido até que forças contrárias que se acumulam impelem a economia para a direção oposta.

¹ Este é o conceito desenvolvido por A. F. Burns e W. C. Mitchell, *Measuring Business Cycles* (New York: NBER, 1946). Veja-se, também, Victor Zarnowitz, "The Business Cycle Today: An Introduction", in V. Zarnowitz (ed.), *The Business Cycle Today* (New York: Columbia University Press para NBER, 1972).

Embora os ciclos sejam aceitos como flutuações recorrentes, isto é, que se auto-repetem, também se concorda que a periodicidade rígida é uma característica puramente teórica e afastada da realidade. Não existem justificativas teóricas nem evidências empíricas que provem que os ciclos se conformam sempre segundo um mesmo padrão, com a mesma duração e amplitude. No mundo real, alguns ciclos são extremamente severos, outros suaves e alguns passam quase despercebidos; algumas vezes a contração é mais longa do que a expansão; outras vezes aquela é amena e esta intensa e rápida. Enfim, cada ciclo tem certas características próprias que o diferenciam dos demais. Apesar da pluralidade de causas e características, os ciclos econômicos compartilham de propriedades comuns que, uma vez conhecidas suas leis de formação, permitem a montagem de processos de previsão.

Naturalmente, para que a previsão de ciclos econômicos — o objetivo desta pesquisa — seja viável na prática, torna-se necessário simplificar o tratamento estatístico de algumas das suas dificuldades. Na impossibilidade de considerar cada ciclo como específico e diferente de qualquer outro ocorrido no passado ou a ocorrer no futuro — enfoque que tornaria sem sentido a idéia de previsão — vamos aproveitar o fato de que eles compartilham de algumas características comuns, independentemente das suas causas, duração e amplitude. No Capítulo III, daremos um tratamento mais rigoroso e tentaremos identificar os ciclos segundo sua duração, amplitude e efeitos acumulativos em séries econômicas.

Historicamente, o conceito de ciclo vem sofrendo modificações, e atualmente existem três critérios para identificar e datar as suas fases: (a) o conceito “clássico”; (b) o conceito “revisado”; e (c) o conceito de “ciclo de crescimento”. Em geral, a cronologia, amplitude, retardos e avanços com outras variáveis, e outras características do ciclo, diferem de acordo com o conceito adotado, conforme veremos mais diante.

O conceito clássico do ciclo identifica as fases de expansão e contração e respectiva cronologia de acordo com os pontos de mínimo (antípico) e máximo (pico) locais observados nos níveis de uma série econômica agregada, para citar a mais comum, do produto nacional. O conceito “revisado” identifica as fases e a cronologia segundo os desvios em relação à ten-

dência da série.² Finalmente, o conceito de “ciclo de crescimento” adota as taxas mínimas e máximas de crescimento da série para identificar as fases e a cronologia do ciclo.³

O conceito clássico exige que ocorra uma queda absoluta no produto ou no emprego para que um ciclo seja caracterizado. Por isto mesmo, este conceito perdeu muito da sua popularidade acadêmica após 1940, quando quedas absolutas na atividade econômica desapareceram ou tornaram-se raras na maioria das economias. Uma versão do conceito clássico ainda persiste para atividades e setores isolados, embora não seja mais observável no produto agregado.

O conceito “revisado” requer que a tendência seja previamente eliminada de cada série econômica. As flutuações correspondem então aos desvios da série em relação à sua tendência. Naturalmente, quando a série possui uma tendência horizontal, os ciclos e a sua cronologia são os mesmos com os dois conceitos. Por outro lado, quando a série econômica possui uma tendência, e em geral esta existe e é positiva, ela é afetada por alguns dos fatores gerados do ciclo. Por isso, o método escolhido para retirar a tendência de uma série pode afetar a identificação das flutuações cíclicas. A escolha da tendência é até certo ponto arbitrária, mas em geral é possível identificar até mesmo visualmente a tendência e os desvios de uma série. A existência de tendências distintas em subperíodos exige um cuidado especial, pois as tendências locais podem corresponder, na verdade, a fases de um ciclo de longa duração.⁴

O critério “revisado” de identificar os ciclos econômicos tem servido de base, com algumas modificações, para medir o que ficou convencionalizado chamar em Macroeconomia de “hiato” do produto (*GNP gap*). Para a tomada de medidas econômicas é importante conhecer quão distante uma economia se encontra do seu pleno emprego. Na impossibilidade de medir diretamente o nível de pleno emprego, os economistas desenvolveram métodos simplificados. O mais difundido é aquele adotado pelo Conselho de Consultores Econômicos (*Council*

² Ilse Mintz, *Dating Postwar Business Cycles* (New York: Columbia University Press para NBER, 1969), Occasional Paper 107.

³ Conceito de ciclo sugerido por M. Friedman e A. Schwartz, “Money and Business Cycles”, in *The Optimum Quantity of Money and Other Essays* (Chicago: Aldine Pub. Co., 1969).

⁴ Para uma discussão mais detalhada, veja-se Gordon, *op. cit.*, pp. 253-257.

of Economic Advisors) da Presidência dos EUA; o produto potencial é obtido interligando os níveis de pico com uma linha de tendência.⁵ Os pontos de tangência são por hipótese identificados como de ou próximos ao pleno emprego. A diferença entre o produto potencial e o efetivo simula a capacidade ociosa da economia.⁶ Em geral, as fases do ciclo estão inversamente associadas à capacidade ociosa e ao desemprego na economia; durante a contração, a capacidade ociosa aumenta e, na expansão, reduz-se. Se a tendência utilizada para medir o hiato for a mesma empregada para tornar a série estacionária, os formatos do hiato e do ciclo revisado têm conformidade oposta, embora com valores médios diferentes.

Finalmente, o conceito de "ciclo de crescimento" identifica ciclos econômicos em termos de taxas de variação. Esse critério é bastante relevante para o caso brasileiro, onde o intenso crescimento tornou inexistente o ciclo clássico e inapropriado o conceito "revisado", devido às freqüentes mudanças na tendência.

Qualquer que seja o critério utilizado para identificá-lo, um ciclo completo tem duas fases: uma expansão e uma contração. A literatura pré-keynesiana subdividia ainda a expansão em recuperação e prosperidade e a contração em recessão e depressão. Essas subdivisões provaram ser confusas e a distinção puramente semântica e subjetiva.⁷ Mantendo a divisão do ciclo em expansão e contração, o National Bureau of Economic Research (NBER) definiu um "ciclo de referência" onde o intervalo entre picos e antipicos foi arbitrariamente dividido em quatro sub-

⁵ Maiores informações podem ser encontradas nos seguintes trabalhos do Council of Economic Advisors: "The Gap Between Actual and Potential GNP" (1965), *Annual Report of the Council of Economic Advisors*, pp. 81-84, reimpresso em John Lindawer (ed.), *Macroeconomic Readings* (New York: The Free Press, 1968), e "Realizing the Economy's Potential" (1969 Report), reimpresso em Warren L. Smith e Ronald L. Teigen (eds.), *Readings in Money, National Income and Stabilization Policy* (Illinois: Richard D. Irwin, Inc., 1970). Para uma descrição completa, veja-se L. R. Klein e R. S. Preston, "The Measurement of Capacity Utilization", in *American Economic Review*, vol. 57 (março de 1967), pp. 34-58.

⁶ Para uma aplicação ao caso brasileiro, veja-se Claudio R. Contador, "Crescimento Econômico e Combate à Inflação", a sair em *Revista Brasileira de Economia*.

⁷ Ou, também, política. Por exemplo, quando a atividade econômica sofre um revés, o partido político no poder qualifica-o como uma pequena recessão, enquanto os partidos opositores o chamam de depressão. Veja Evans, *op. cit.*, p. 417.

fases.⁸ Assim, a expansão compreende subfases variando de I a V, com a mesma duração, e a contração de V a IX. A última subfase IX corresponde à subfase I da expansão seguinte. A duração de cada subfase depende da duração de cada fase. Assim, num mesmo ciclo os quatro intervalos na expansão têm a mesma duração, e o mesmo ocorre com os quatro intervalos da contração, mas a duração média de uma subfase na expansão pode diferir da duração média na contração,⁹ assim como a duração da expansão e da contração pode variar entre ciclos.

A metodologia e subdivisão do ciclo de referência pelo NBER é útil para entendermos as diferenças entre os três conceitos de ciclos e as suas implicações na cronologia. A parte superior da Figura II. I apresenta a evolução no tempo de uma variável Y , hipoteticamente representando o produto real. A reta com inclinação positiva representa a tendência da variável Y . Segundo o critério clássico do ciclo, o início da expansão ou antipico ocorre no ponto de reversão, correspondente ao mínimo local da série Y . Este ponto está identificado com a notação I . Por outro lado, a queda absoluta da variável Y identifica o fim da expansão e o início da contração. Este ponto está indicado por V . A contração dura até a nova reversão, assinalada por IX , que marca o início da expansão seguinte, e assim sucessivamente.

Ao excluir a tendência da série, a cronologia do ciclo se altera. Em comparação com o conceito clássico, a expansão (subfase I), segundo o conceito revisado, começa mais tarde, mas chega ao fim (fase V) também mais cedo. A contração, por outro lado, é mais longa, terminando após a etapa IX do ciclo clássico. Portanto, a expansão tende a ser mais curta e a con-

⁸ Para um bom resumo, veja William I. Greenwald, *Statistics for Economics* (Columbus, Ohio: Charles E. Merrill Books, Inc., 1963), Capítulo II.

⁹ Na literatura pré-keynesiana a recuperação compreendia as subdivisões de I a III, a prosperidade de III a V, a recessão de V a VII e a depressão de VII a IX (= 1).

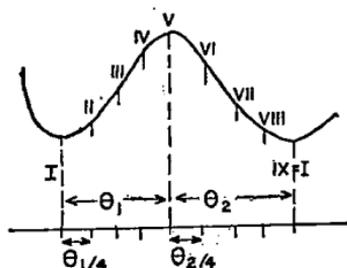
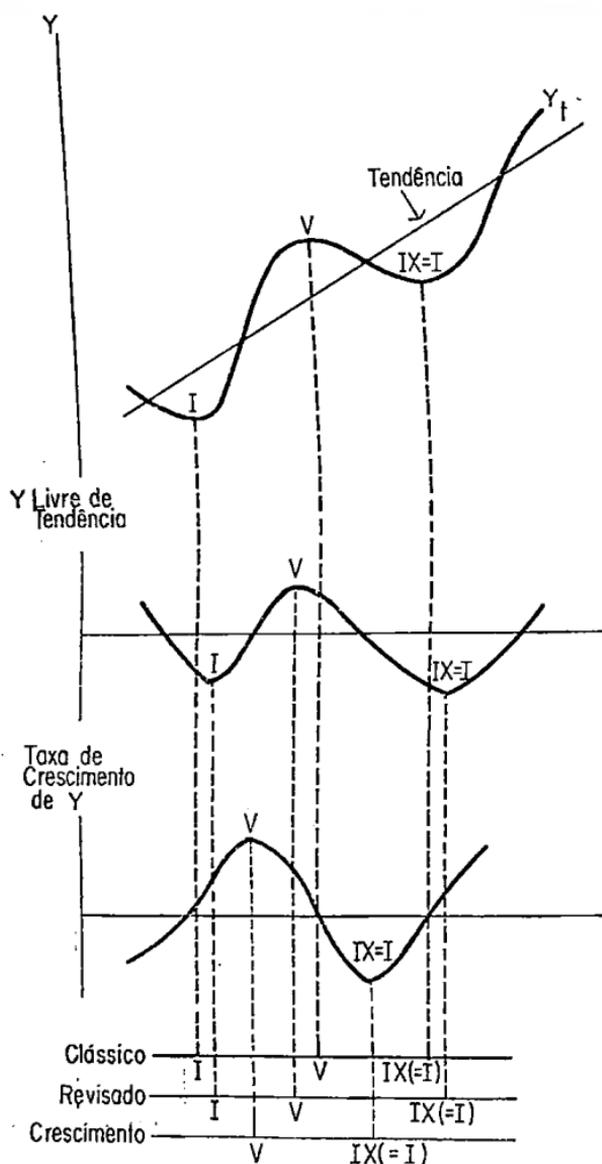


FIGURA II-1
 A CRONOLOGIA DE UM CICLO TEÓRICO, SEGUNDO
 DIFERENTES CRITÉRIOS



tração mais longa com o conceito "revisado" do que com o clássico.

A parte inferior da Figura II.1 mostra a taxa de crescimento da série Y. Com este conceito, as fases I e V, correspondentes ao início da expansão e da contração, respectivamente, são identificadas pelos pontos de inflexão da série Y. Por este motivo, a cronologia do ciclo de crescimento, em geral, antecipa a dos outros conceitos. Esta particularidade é uma vantagem que será explorada posteriormente na construção dos indicadores. Uma vez que a inflexão pode ocorrer em qualquer ponto da fase de expansão ou contração do ciclo clássico, nada pode ser dito *a priori* sobre a duração das fases de contração e expansão do ciclo de crescimento em comparação com os outros conceitos.

2.2

A Cronologia dos Ciclos Econômicos no Brasil

As estatísticas oficiais das Contas Nacionais do Brasil datam de 1947, quando a Fundação Getúlio Vargas iniciou os levantamentos anuais. Infelizmente, três décadas são insuficientes para detetar ciclos bem definidos, mormente os de longa duração, na economia brasileira. Conforme foi explicado, essas décadas foram marcadas simultaneamente por crescente intervenção estatal e por contínuo aperfeiçoamento da política econômica no Brasil. O fato de não haver havido uma queda absoluta na produção real já exclui a existência de ciclos clássicos. Mas a existência de ciclos revisados e de crescimento é, porém, detetável, conforme mostraremos mais adiante.

Para complementar as séries oficiais de renda nacional existem algumas estimativas indiretas para os períodos anteriores a 1947.¹⁰ Para fins meramente indicativos, utilizaremos as

¹⁰ Veja-se, por exemplo, Contador e Haddad, *op. cit.* Uma série alternativa, mais elaborada, porém mais curta, é encontrada em Cláudio L. Haddad, "Crescimento do Produto Real Brasileiro: 1900-1947", in *Revista Brasileira de Economia*, vol. 29 (janeiro/março de 1975), pp. 3-26.

estimativas de uma série de Produto Interno que remonta à segunda metade do século passado. Apesar de preliminar, há uma concordância bastante satisfatória entre fatos históricos conhecidos e o comportamento da renda.¹¹ Os níveis de Produto Real contêm, possivelmente, algumas imperfeições, mas a tendência e o nível absoluto da série em si não são importantes para os nossos propósitos, e sim as flutuações e a sua cronologia.

A parte superior da Figura II.2 reproduz as estimativas do Produto Interno Real. Os pontos assinalados por um sinal negativo (-) marcam o início de uma contração e, por um positivo (+), uma expansão segundo o conceito clássico de ciclo. Alguns ciclos e registros históricos conhecidos podem ser perfeitamente identificados no comportamento da série. Por exemplo, a Guerra do Paraguai (1865/69) e a crise econômica oriunda da Inglaterra e França em 1866 são responsáveis pela contração econômica no Brasil, relativamente curta, ocorrida entre 1865 e 1868. Uma nova contração surge em 1874 e perdura por sete ou oito anos como decorrência da recessão mundial de 1872 e acentuada pelo forte seca no Brasil em 1877. A expansão nos cinco anos seguintes é seguida por nova e longa contração (de 1889 a 1898), provocada por diversos choques econômicos e políticos, entre os quais podem ser citados a Abolição da Escravatura em 1888, a Proclamação da República em 1889, os inúmeros conflitos internos, o "Encilhamento" em 1892, a queda nos preços internacionais do café em 1896 e, finalmente, o programa austero do Presidente Campos Sales em 1898.

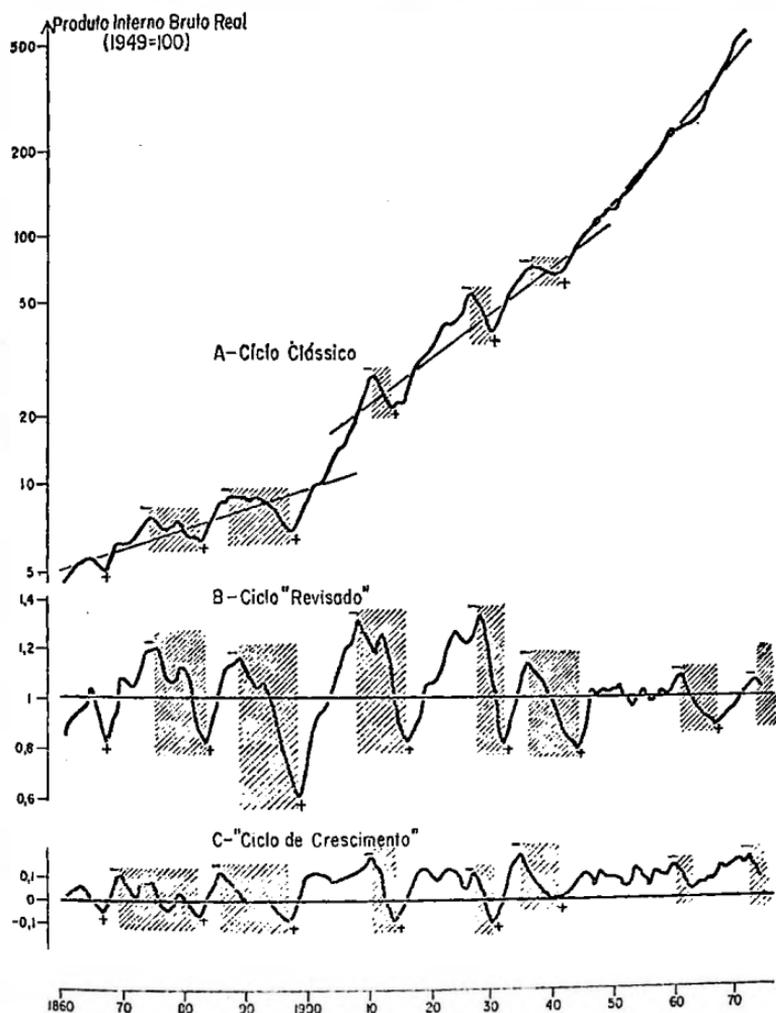
As crises mundiais que antecederam e marcaram o início da I Guerra Mundial causam a contração econômica de 1912 a 1915, seguida por uma expansão que vem a perdurar até as vésperas da Crise de 1929.¹² O fim dos efeitos econômicos da

¹¹ O comportamento da série de Produto Interno, estimada por Contador e Haddad, *op. cit.*, mostra-se coerente com as informações, algumas esparsas, das crises econômicas na história do Brasil descritas por diversos autores. Veja-se, por exemplo, Roberto C. Simonsen, *História Econômica do Brasil: 1500-1820* (São Paulo, 1937), e *A Evolução Industrial do Brasil* (São Paulo, 1939); Celso Furtado, *Formação Econômica do Brasil* (Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1964); Caio Prado Jr., *História Econômica do Brasil* (São Paulo: Editora Brasiliense, 1956); Villela e Suzigan, *op. cit.*

¹² Segundo Furtado, a "Crise de 1929" afetou o Brasil já em 1928, e, por outro lado, em 1932 a economia brasileira já se encontrava em recuperação, enquanto nos Estados Unidos a depressão ainda duraria mais um ano. Furtado, *op. cit.*, pp. 222-223.

FIGURA II · 2

ACRONOLOGIA DOS CICLOS ECONÔMICOS NO BRASIL



As datas assinaladas correspondem ao início de uma contração (-) ou de uma expansão (+), segundo diversos conceitos de ciclos. As áreas escuras mostram os períodos de contração.

Grande Depressão no Brasil, em 1932/33, assinala uma nova fase de expansão até as vésperas da II Guerra Mundial, quando os controles de exportação adotados pelos EUA e Europa reduziram a oferta de máquinas e equipamentos para o Brasil. A partir de 1942, o Produto Interno Bruto do Brasil inicia um crescimento ininterrupto, embora com taxas variáveis, que perdura até hoje. Segundo a conceituação clássica, estas três décadas pertenceriam a uma fase de uma longa expansão cíclica.

Uma vez que a possibilidade de quedas absolutas no nível real do produto torna-se cada vez mais remota, é natural que o conceito clássico de ciclo já não desperte maiores interesses acadêmicos e preocupações políticas. No entanto, apesar de os choques causadores de flutuações cíclicas estarem sendo amortecidos cada vez mais com o aperfeiçoamento da política econômica e com a crescente intervenção estatal, eles ainda ocorrem sob a forma de outros conceitos. A mesma Figura II.2 mostra a intensidade e cronologia das flutuações econômicas em torno da tendência segundo o ciclo "revisado". As datas que marcam o início de expansões e contrações tendem de um modo geral a anteceder a cronologia do ciclo clássico. Além disso, é possível identificar outros ciclos, ocultos pelo critério clássico anterior. Assim, ao invés de uma expansão ininterrupta desde o início da II Guerra Mundial, observamos que essa fase cíclica tem seu final em 1961, que marca o início de uma contração até 1967. Nova fase de expansão é verificada entre 1967 e 1974.

Finalmente, os "ciclos de crescimento" reproduzidos na parte inferior da Figura II.2 têm uma cronologia que antecede as datas características do ciclo "revisado". Citando apenas o período mais recente, a fase da contração iniciada em 1961 teria terminado em 1963 segundo o "ciclo de crescimento", ao invés de 1967, e a última expansão teria terminado em 1973, e não em 1974.

A Tabela II.1 compara de forma resumida a cronologia dos ciclos no Brasil segundo os três conceitos. Um ciclo completo, com uma fase de contração e uma de expansão, é apresentado em cada linha. A comparação entre a duração das fases de ciclos clássicos e "revisados" é consistente com os detalhes teóricos da Figura II.1. As fases de contração com o conceito "revisado" são iguais ou mais longas do que as fases com o conceito clássico. Por sua vez, a expansão é mais curta com o ciclo "revisado", característica esta também satisfeita pela Figura II.2. As datas que marcam o início das fases do

TABELA II.1

**CRONOLOGIA DOS CICLOS ECONÔMICOS NO BRASIL,
SEGUNDO DIVERSOS CONCEITOS ^a**

Ciclo Clássico				Ciclo Revisado				Ciclo de Crescimento			
Contração		Expansão		Contração		Expansão		Contração		Expansão	
Início	Duração	Início	Duração	Início	Duração	Início	Duração	Início	Duração	Início	Duração
1805	3 anos	1808	8 anos	1865	3 anos	1868	7 anos	1863	4 anos	1867	3 anos
1876	8 anos	1884	6 anos	1875	9 anos	1884	5 anos	1874	7 anos	1882	8 anos
1890	8 anos	1898	14 anos	1880	9 anos	1898	10 anos	1880	4 anos	1897	13 anos
1912	3 anos	1915	13 anos	1908	8 anos	1916	12 anos	1910	4 anos	1914	13 anos
1928	4 anos	1932	6 anos	1928	4 anos	1932	4 anos	1927	3 anos	1930	5 anos
1938	4 anos	1942	...	1936	8 anos	1944	17 anos	1935	5 anos	1940	21 anos
--	--	--	--	1961	6 anos	1967	7 anos	1961	2 anos	1963	10 anos
--	--	--	--	1974	...	--	--	1973	...	--	--

^aApenas os principais ciclos estão identificados.

“ciclo de crescimento” antecedem as datas identificadas pelos outros conceitos de ciclo. A única exceção ocorre no ciclo iniciado em 1912, segundo o conceito clássico, ou em 1908, segundo o conceito “revisado”, e cuja cronologia com taxas de crescimento identifica 1910 como o início da contração.

O crescimento econômico a taxas elevadas tem sido a principal, senão a dominante, meta governamental. Apenas, no momento atual, e assim mesmo em caráter de exceção, os objetivos de combate à inflação e de redução de *deficit* no Balanço de Pagamentos assumiram um destaque igual ou maior que o crescimento econômico. Daí, o conceito relevante de ciclo no Brasil, de interesse tanto para o Governo como para o restante da economia, corresponde ao “ciclo de crescimento”. O fato de a cronologia do “ciclo de crescimento” anteceder à dos demais conceitos, por um lado, é uma vantagem a ser explorada e, por outro, cria algumas dificuldades operacionais para a montagem dos indicadores. Os próximos capítulos discutirão estes aspectos.

III

INDICADORES DA ATIVIDADE ECONÔMICA

3.1 Introdução

O capítulo anterior mostrou que a duração dos ciclos e suas fases são variáveis no Brasil. Algumas fases duraram três anos, enquanto outras até mais de 20. Além disto, a duração da fase de expansão e da de contração não estão diretamente associadas. Em geral, a contração é mais curta do que a expansão, mas é impossível saber *a priori* a duração e o início de uma fase, conhecendo-se apenas a história passada do produto real.

Porém, para que as medidas anticíclicas sejam postas em ação em tempo hábil não basta apenas que as variáveis consideradas como metas macroeconômicas, tais como o crescimento do produto real, o nível de emprego e a taxa de inflação, sejam acompanhadas sistematicamente e com o mínimo de atraso. Considerando que as medidas econômicas não têm efeitos instantâneos, mas se distribuem por vários períodos, é preciso que algum tipo de previsão seja feito para o futuro.

A própria idéia do planejamento econômico, quer feito por indivíduos e empresas, quer pelo governo, pressupõe algum tipo de previsão do que ocorreria no futuro caso não fossem tomadas determinadas medidas. Qualquer previsão terá que se basear, direta ou indiretamente, em conhecimentos acumulados, e se a previsão em si já envolve riscos a carência de informações estatísticas adequadas — sobre as quais são feitas as previsões — cria empecilhos ponderáveis para as projeções.

Infelizmente, as estatísticas de renda, produção industrial e emprego são divulgadas com considerável atraso, quando não com sérias imperfeições no Brasil. Para contornar estas deficiências, seria necessário um grande esforço no sentido de aperfeiçoar os critérios para uma apuração semestral ou trimestral mais acurada e com menor atraso das Contas Nacionais e outras informações sobre a economia brasileira. Esta é uma tarefa importante, mas, infelizmente, onerosa e com resultados visíveis apenas a longo prazo. Conseqüentemente, a política econômica resente-se de informações precisas para o seu acompanhamento e sua reformulação a curto prazo. Como substitutos imperfeitos para a medida de renda nacional e produto industrial, alguns “indicadores econômicos”, baseados em variáveis conhecidas, vêm sendo adotados. Assim, o comportamento de algumas variáveis, tais como o consumo industrial de energia elétrica, vendas de eletrodomésticos, etc., vem sendo identificado com o comportamento provável da atividade econômica. Na ausência de melhores informações, evidências deste tipo são utilizadas como “termômetros” pelos mentores da política econômica para mudanças e redirecionamento dos instrumentos de política.

Apesar de simples, o emprego de informações sobre variáveis esparsas, na forma apontada acima, apresenta três tipos de problemas quanto à sua interpretação. Em primeiro lugar, dificilmente todas as variáveis escolhidas como “termômetros econômicos” apontarão movimentos no mesmo sentido. Afinal, mesmo durante as contrações mais sérias é possível encontrar variáveis econômicas em expansão. Num determinado período, algumas variáveis estarão em crescimento, outras estagnadas e outras em declínio. Nestas condições, pode ser difícil identificar uma expansão ou contração da economia. O segundo problema resulta da existência de retardos e avanços entre variáveis. Se estes retardos e avanços são desconhecidos, as taxas de crescimento das variáveis econômicas podem even-

tualmente ser mal interpretadas. Por exemplo, uma variável com movimentos antecedentes à renda real poderá ser ignorada ao indicar expansão se a economia ainda apresentar-se em depressão ou estagnada. Por sua vez, uma variável com resposta retardada à produção pode ter os seus valores ainda apontando a 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 variações reais e nominais. É costume considerar apenas ou prestar mais atenção às variações reais das variáveis responsáveis ou associadas a variações na renda ou produção real, mas a questão é polêmica, principalmente na presença de inflação instável. Esses e outros problemas técnicos serão examinados com detalhes nas próximas seções.

Porém, mesmo imaginando que seja possível identificar algumas variáveis que tenham movimentos bem correlacionados e sincronizados com a renda e o emprego, haveria uma séria lacuna estatística para a previsão do futuro. Quando muito essas variáveis preencheriam a função de indicadores coincidentes, úteis para acompanhamento da conjuntura, mas inadequadas para prever as flutuações econômicas nos próximos meses. A presente pesquisa trata da construção e emprego de indicadores antecedentes, embora, em alguns poucos casos, sejam construídos indicadores coincidentes.

Os métodos de previsão podem ser qualitativos e quantitativos, dependendo do grau em que as opiniões pessoais, expectativas e juízos de valor são combinados com modelos matemáticos. Os métodos qualitativos não excluem necessariamente o emprego de séries históricas e expressões numéricas. Ambos os métodos de previsão podem ser expressos em informações numéricas, e a diferença entre os métodos reside na objetividade e subjetividade do processo pelo qual a informação é gerada. A rigor, qualquer sistema de previsão combina métodos qualitativos e quantitativos. Muitas vezes, as técnicas estatísticas são utilizadas para preparar estimativas preliminares que são posteriormente modificadas pelas expectativas subjetivas dos formuladores da política. Outras vezes, as previsões subjetivas são confrontadas e complementadas por informações estatísticas. O próprio tipo de método quantitativo escolhido já revela uma forma de preferência dos agentes envolvidos. Portanto, a distinção entre métodos qualitativos e quantitativos é apenas metodológica.

Os métodos qualitativos compreendem uma gama variada de critérios, desde opiniões pessoais dos mentores da política econômica às *enquêtes* populares, às sondagens dos planos das empresas e até mesmo ao comportamento de variáveis dominadas por expectativas, tais como "indicadores de sentimento", valorização de ações em Bolsas de Valores, etc. No Brasil, teríamos, como indicadores qualitativos, os índices das Bolsas de Valores e, em parte, as previsões das Sondagens Conjunturais da Fundação Getúlio Vargas. A característica dominante deste tipo de previsão é a subjetividade no seu processo de formação. Por exemplo, o comportamento das Bolsas de Valores é dominado pelas expectativas de crescimento futuro da produção e lucro das empresas. O modo como as expectativas são formadas é desconhecido e, na verdade, não importa para efeito da previsão.

Por outro lado, os métodos quantitativos tornam explícita a forma como a previsão é feita e a lógica implícita no processo de previsão.¹ Em geral, estes métodos envolvem a análise de comportamento passado de séries históricas e a identificação de processos geradores e de modelos causais. Uma vez identificadas as características estatísticas dos processos, pressupõe-se que ele permanecerá estável e igualmente válido no horizonte para o qual será feita a previsão.

Os métodos quantitativos assumem duas formas: (a) modelos estocásticos autogeradores; e (b) modelos causais. Os primeiros procuram identificar os processos estocásticos que geraram as observações passadas, com base exclusivamente na sua história. Nesse grupo salientam-se os modelos de tendência, os auto-regressivos, os de média móvel e o modelo ARIMA, recentemente desenvolvido por Box e Jenkins.²

Os modelos causais exploram a relação estável existente entre a variável a ser prevista e uma ou mais variáveis. Para que esses modelos tenham valor preditivo, é necessário que sejam conhecidos os valores assumidos pelas variáveis explicativas para o horizonte desejado de previsão. Por esse mo-

¹ Veja-se, a respeito, Douglas C. Montgomery e Lynwood A. Johnson, *Forecasting and Time Series Analysis* (New York: McGraw-Hill Book Co., 1976).

² G. E. Box e G. M. Jenkins, *Time Series Analysis, Forecasting and Control* (San Francisco: Holden-Day Inc., 1970); C. R. Nelson, *Applied Time Series Analysis for Managerial Forecasting* (San Francisco: Holden-Day Inc., 1973); Montgomery e Johnson, *op. cit.*, pp. 188-240.

tivo, os modelos causais procuram explorar a existência de retardos e avanços estáveis entre variáveis. Neste grupo de modelos causais estariam os modelos econométricos macroeconômicos, a técnica de indicadores antecedentes do NBER, os índices de difusão da Fundação Getúlio Vargas, a técnica de componentes principais, e outros. Alguns tipos de modelos causais serão oportunamente discutidos e testados. Em particular, mostraremos que a técnica de indicadores antecedentes desenvolvida pelo NBER fornece resultados bastante satisfatórios em termos de desempenho preditivo *ex-ante*.

Qualquer que seja o método quantitativo adotado, existe uma série de detalhes que devem ser observados. Já tivemos oportunidade de mencionar três deles: (a) a defasagem entre variáveis; (b) as variações reais *versus* nominais; e (c) a relação de causalidade entre as variáveis. A seguir, discutiremos estes e outros problemas com mais detalhes.

3.2 A Escolha da Variável-Referência

De modo geral, a própria natureza dos objetivos governamentais estabelece as características básicas do sistema de previsão. Ao determinar o que deve ser previsto — por exemplo a taxa de crescimento do produto real — já definimos em parte o campo da pesquisa, no caso as variáveis determinantes ou associadas ao crescimento do produto. Mas apenas definir o campo onde devemos concentrar os esforços não significa que o problema seja viável operacionalmente. O número de variáveis e fatores que afetam o crescimento do produto é imenso. Para ser exequível, de alguma forma a pesquisa terá que se restringir a um número restrito de variáveis. Muitas vezes, o detalhamento excessivo, longe de simplificar, tende a complicar o sistema de previsão. Ademais, a experiência mostra que o sacrifício de algumas variáveis pouco ou nada afeta a qualidade *ex-ante* das previsões.

O grau de detalhe é afetado por muitos fatores: a disponibilidade de informações estatísticas, a sua qualidade, o custo da análise e as preferências ou considerações teóricas. Dentre os citados, a disponibilidade de informações e a sua qualidade

são fatores cruciais e limitantes em qualquer sistema de previsão montado no Brasil. Algumas vezes, a variável que se pretende prever ou acompanhar simplesmente não é coletada a intervalos menores que um ano. Isto ocorre, por exemplo, com o sistema de Contas Nacionais no Brasil. Outras vezes, a qualidade da informação disponível deixa muito a desejar. A existência e importância desses dois fatores força o investigador a armar-se com doses extras de imaginação e de conhecimento mais detalhado da economia brasileira. Com frequência ele é forçado a empregar variáveis *proxy* para substituir a variável-referência — como, por exemplo, se quiséssemos dados mensais de renda nacional.

No presente estudo, o principal fator limitante não foi a qualidade dos dados. Mesmo reconhecendo que ela é insatisfatória, mais tarde veremos que a técnica escolhida tende a amortecer os efeitos de erros em variáveis isoladas. As maiores dificuldades encontradas para a montagem de indicadores foi a disponibilidade de informações e o tamanho das séries históricas.

3.3

A Dimensão do Tempo

Um sistema de previsão envolve três dimensões do tempo: (a) período, ou intervalo da previsão; (b) antecedência, ou horizonte da previsão; e (c) frequência das previsões e revisões. Período corresponde à unidade de tempo para a qual as previsões são feitas, como, por exemplo, o mês ou o trimestre. Em geral, a escolha da unidade de tempo envolve um compromisso, por um lado, entre a desagregação no tempo e, por outro, a disponibilidade de informações, o custo de montagem do sistema e o risco das previsões. Quanto menor a unidade de tempo, mais difícil se torna a coleta de dados estatísticos e maior o risco das previsões devido ao aumento das oscilações erráticas. Assim, previsões do fluxo mensal de produção estão muito mais sujeitas a erro do que previsões para um período mais longo, como, por exemplo, um ano.

A antecedência da previsão mostra o horizonte ou número de períodos no futuro cobertos pela previsão. Quanto maior

o horizonte maior o risco de erros nas previsões. Por exemplo, a previsão da taxa de crescimento do produto industrial para o último trimestre de 1977, realizada no início desse ano, ou seja, com três trimestres de antecedência, envolve um risco muito maior do que quando realizada no terceiro trimestre, ou seja, com antecedência de apenas um trimestre. É claro que no terceiro trimestre dispomos de muito mais informações e conhecimento sobre o crescimento provável no quarto trimestre do que no começo do ano.

Por outro lado, quanto maior o horizonte da previsão maiores as possibilidades de que as medidas anticíclicas surtam os efeitos desejados. Por isso, se possível, o horizonte da previsão não deve ser menor do que o tempo necessário para a implantação e os primeiros efeitos da política. Novamente, há um claro conflito entre a magnitude provável do erro e o horizonte da previsão.

Finalmente, a frequência com que as previsões e revisões são preparadas confunde-se muitas vezes com a própria unidade de tempo. Em geral, novas previsões são feitas em cada período, incorporando as informações mais recentes. Quando possível, as previsões devem ser revistas com mais frequência, fazendo-se até várias revisões por período. É de se esperar que cada nova revisão implique uma redução no erro da previsão. Contudo, nem sempre isto ocorre. Existem sistemas de previsão em que as primeiras estimativas implicam menores erros do que as revisões. O Brasil possui um exemplo neste sentido, e o Capítulo V discutirá este caso.

3.4 Variáveis Nominais ou Deflacionadas?

A inflação foi um fenômeno negligenciado no sistema de indicadores do NBER, e tal negligência é perdoável numa economia com razoável estabilidade de preços como a norte-americana. Entretanto, a presença de inflação exige um cuidado especial no caso do Brasil. Aliás, recentemente, o NBER acordou para a existência de inflação nos Estados Unidos e introduziu modificações na sua técnica. Discutiremos inicial-

mente o caso de uma inflação estável e, em seguida, analisaremos as dificuldades criadas pela inflação instável, do tipo brasileiro, na construção de sistemas de previsão.

Uma inflação estável tem o efeito de modificar a cronologia do ciclo clássico de variáveis reais. Um crescimento contínuo e constante no nível de preços eleva a inclinação da linha de tendência da variável, por exemplo, do Produto Interno, em termos nominais. Conseqüentemente, as expansões tendem a ser mais longas e as contrações mais curtas com o Produto Interno nominal do que com o Produto Interno deflacionado. Entretanto, a cronologia com os demais conceitos não é alterada. Uma vez que o crescimento (estável) dos preços é incorporado à tendência, a cronologia do ciclo revisado não se modifica e as flutuações cíclicas em termos nominais e reais se sobrepõem. Por sua vez, a diferença entre as taxas de crescimento do Produto em termos nominais e reais corresponde a uma constante (a taxa de inflação) e, portanto, a cronologia do ciclo de crescimento também não se altera. Apesar disto, não podemos ainda concluir que processos inflacionários estáveis não causam maiores dificuldades à análise dos ciclos econômicos.

Sabemos que, para efeitos econômicos, as variações reais são as mais importantes. Variações nominais tornam-se importantes apenas à medida que afetam as variáveis reais. Entretanto, as medidas de política econômica destinadas a estimular a atividade procuram deslocar a demanda agregada *nominal*. Quanto da expansão da renda nominal repercutirá sob a forma de aumentos de preços e em quanto aumentará a produção física dependerão da capacidade ociosa da economia e do grau de mobilidade nos mercados de fatores. Se não existe capacidade ociosa, podemos esperar que os deslocamentos da demanda agregada provoquem aumentos apenas nos níveis de preços. Caso contrário, se a capacidade ociosa for elevada ou se existir a possibilidade de alocar fatores mais eficientemente, a expansão econômica poderá ser realizada sem maiores pressões sobre preços.

Nem sempre é fácil distinguir as variações nominais das reais.³ Teoricamente, a distinção é simples e quase tautoló-

³ Aliás, esta distinção, não incorporada à construção de indicadores pelo NBER, provocou sérios problemas de interpretação de movimentos cíclicos nos EUA no seu recente período inflacionário.

gica: variações reais correspondem, aproximadamente, à diferença entre as variações nominais e a inflação no período. Mas qual índice de preços deve ser empregado? Corrigido de estacionalidade ou não? Nestas e em muitas outras dúvidas reside o problema, e sabemos que 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 eliminar movimentos importantes ou mesmo simular movimentos inexistentes, à medida que a estacionalidade, ou qualquer componente cíclico específico nos preços, diferir da estacionalidade e dos ciclos das variáveis em questão.⁴ Em resumo, a prática convencional de deflacionar séries nominais exige cuidados especiais, principalmente na construção de indicadores antecedentes.⁵

Mas se esses comentários são válidos para os processos inflacionários estáveis, o que podemos dizer das dificuldades extras geradas pelos instáveis?

Infelizmente, os processos inflacionários raramente são estáveis na vida real. Existe mesmo evidência de que os preços se aceleram nas fases finais da expansão e se desaceleram ou caem na contração. Inclusive, quando a aceleração ou desaceleração nos preços não é antecipada, o fenômeno pode ser explicado por *trade-offs* temporários entre inflação e emprego ou capacidade ociosa, nos moldes da teoria da curva de Phillips. A nossa experiência não foge a esta regra,⁶ e é temerário ignorar a instabilidade da taxa de inflação no Brasil.

Processos inflacionários instáveis afetam definitivamente a cronologia dos ciclos, não só com o conceito clássico, mas também com os demais. Por exemplo, consideremos inicialmente o conceito revisado de ciclo. Aceitando que os preços se acelerem com a expansão e se desacelerem com a contração,

⁴ Por exemplo, sabemos 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 de 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.

⁵ Veja-se, 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.

⁶ Veja-se Contador, "Crescimento Econômico...", *op. cit.*

as contrações tendem a ser mais curtas e as expansões mais longas com a série nominal do que com a série deflacionada. Também para os “ciclos de crescimento” a cronologia é afetada, mas não é possível dizer *a priori* em que sentido. Tudo depende do comportamento da taxa de inflação em cada fase do ciclo.

Em suma, se o interesse central é a análise e predição de oscilações reais, o deflacionamento de variáveis nominais é uma recomendação inevitável em economias com taxas instáveis de inflação, como o Brasil, apesar dos problemas que possa criar. Posteriormente, mostraremos como evitar que o deflacionamento elimine ou crie movimentos cíclicos.

3.5

Os Erros de “Omissão” e de “Falso Sinal”

A simples leitura dos detalhes técnicos acima, que devem ser atendidos, revela algumas das dificuldades enfrentadas na montagem de indicadores antecedentes. Mas por mais trabalhosa que seja essa tarefa, ela pode ser recompensada se a qualidade preditiva *ex-ante* é satisfatória. Para tal, é importante que o indicador revele, com antecedência e com regularidade, as reversões do ciclo, tanto a mudança de uma contração para uma expansão como de uma expansão para uma contração. Um indicador deve ser julgado por essa habilidade.

Desempenho preditivo, porém, é uma característica que não deve ser analisada em termos absolutos. Aquele indicador “ideal” que prevê com segurança qualquer reversão cíclica, infelizmente, não existe, apesar das pesquisas a respeito. Na verdade, a experiência acumulada mostra que, em algumas ocasiões, certos indicadores têm melhor desempenho preditivo do que outros. Com base nesse fato, devemos redefinir o indicador “ideal” como aquele que aponta *ex-ante* as reversões cíclicas na maioria das ocasiões, suplantando todos os demais indicadores na frequência de acertos.

Existem dois tipos de falhas que, se verificadas sistematicamente, invalidam um indicador: o erro de “omissão” e o

de "falso sinal". O erro de "omissão" ocorre quando o indicador mostra-se incapaz de prever uma reversão cíclica e o de "falso sinal" quando o indicador prevê uma reversão posteriormente desmentida pelas evidências. O defeito do "falso sinal" é apontado como o mais sério dos dois pela falsa esperança ou falso pessimismo que pode ocasionar e, conseqüentemente, modificar erroneamente o rumo da política econômica.

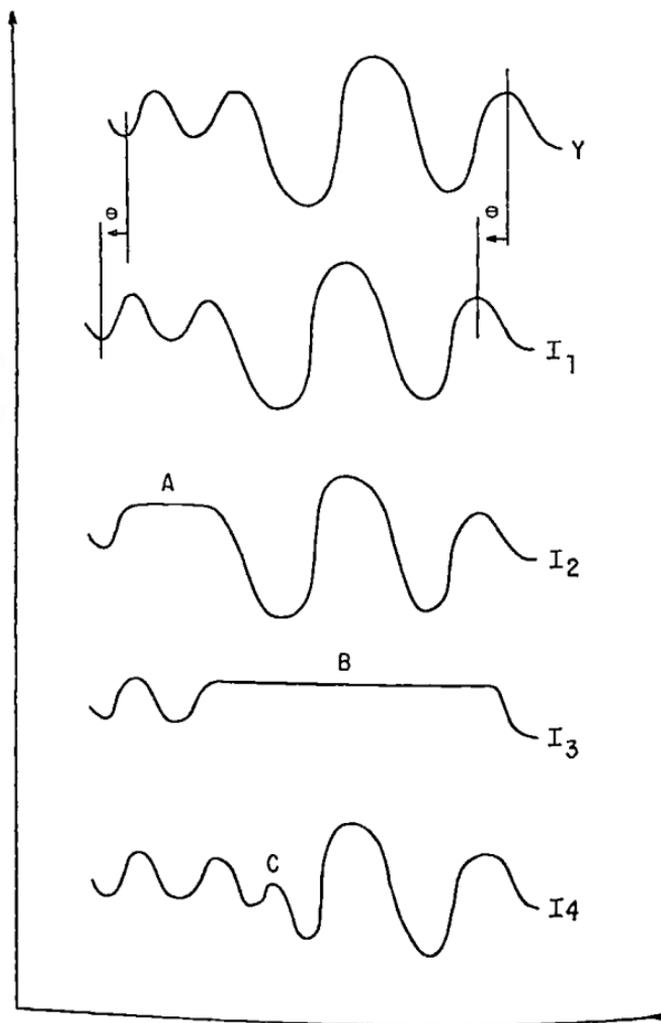
A Figura III.1 mostra os dois tipos de defeito.⁷ A linha Y corresponde ao comportamento cíclico efetivamente observado de uma variável hipotética, por exemplo, do Produto Interno. A forma como as flutuações cíclicas foram identificadas não interessa no momento. Pelo comportamento de Y é possível identificar dois ciclos curtos completos, seguidos por dois mais longos. Observe-se que, para ressaltar visualmente as diferenças, as amplitudes dos ciclos mais curtos são menores do que as dos mais longos. No mundo real, não é necessário que isto ocorra.

A curva I_1 mostra o que seria o indicador antecedente "ideal", que reproduz, com plena fidelidade a amplitude e com antecedência constante e única de θ períodos, os movimentos no Produto Interno Y. A fidelidade na amplitude dos ciclos é uma exigência demasiadamente severa, e na prática é exigido apenas que o indicador "ideal" revele com antecedência os pontos de reversão dos ciclos. Ainda assim, o fato de o indicador I_1 prever com exatidão as fases de ciclos com duração diferente e, ademais, com um avanço único, é quase uma impossibilidade empírica. Em geral, os avanços e retardos de uma variável qualquer em relação à variável-referência variam conforme a duração do ciclo. Assim, é possível encontrar variáveis, como, por exemplo, o índice de oferta total do emprego industrial em São Paulo, que antecedem a produção industrial nos ciclos estacionais (no caso, o avanço é de quatro a cinco meses) e ao mesmo tempo coincidem, ou acompanham, com retardo, os ciclos menores. Outras variáveis, tal como a área total licenciada para edificações, acompanham com retardo, nos ciclos estacionais, e antecipam o produto industrial nos demais ciclos. Quando uma variável antecipa-se ou

⁷ Para uma rápida discussão, veja-se Michael C. Lovell, *Macroeconomic: Measurement, Theory, and Policy* (New York: John Wiley and Sons, Inc., 1975), pp. 390-392.

FIGURA · III · I

DEFEITOS MAIS COMUNS NOS INDICADORES ANTECEDENTES



retarda-se em relação à outra por um período constante e único, qualquer que seja a duração do ciclo, diz-se que possui um "retardo puro" (*pure delay*). É fácil entender que a existência de "retardos puros" é uma abstração teórica, difícil, senão impossível na prática.

Para que um indicador antecedente mantenha a sua boa qualidade preditiva é necessário, portanto, que ele seja composto por variáveis com avanço constante em relação à variável-referência, em qualquer ciclo. A mesma Figura III.1 esclarece esses pontos. Por hipótese, o indicador I_2 mostra-se insensível (nas vizinhanças de A) aos ciclos menores, mas é perfeitamente capaz de prever os ciclos mais longos. O indicador I_3 , por outro lado, omite os ciclos mais longos (nas vizinhanças de B), mas prevê os menores. Em ambos os casos, diz-se que os indicadores pecam pelo erro da omissão, que tem sua principal origem na inexistência de "avanços puros" no mundo real.

Na prática, os erros de omissão dificilmente são evitados. Afinal, o comportamento dos indicadores antecedentes é determinado pelo comportamento das variáveis que o compõem. À medida que os retardos e avanços de cada variável em relação à que se pretende prever variam com a duração do ciclo é natural que, dependendo da composição do indicador, algumas flutuações não sejam previstas. Para evitar erros frequentes de omissão é interessante que a composição dos indicadores antecedentes tenha uma distribuição equilibrada entre ciclos de várias durações. Devem, portanto, ser incluídas algumas variáveis que antecipam o produto nos ciclos menores, por exemplo, três a cinco meses, outras variáveis que o antecedem nos ciclos de seis a 12 meses, outras ainda para ciclos maiores, e assim por diante.

Se os erros de omissão podem ser evitados ou, pelo menos, reduzidos com os cuidados acima, o mesmo não pode ser dito quanto aos "falsos sinais". Um "falso sinal" é um defeito oposto ao da omissão. Enquanto um erro de "omissão" ocorre quando o indicador mostra-se incapaz de prever uma reversão cíclica, o "falso sinal" corresponde à previsão errônea de uma reversão inexistente. A linha I_4 na Figura III.1 mostra um indicador com um "falso sinal" no ponto C , ao prever uma reversão cíclica inexistente.

Os “falsos sinais” podem ocasionar, quando neles se acredita, medidas econômicas inadequadas. Por exemplo, no caso da linha I_1 , o governo, ao antecipar (erroneamente) a reversão do ciclo em C , poderia afrouxar as medidas econômicas destinadas a incentivar a demanda agregada. Ou, no caso de um “falso sinal” durante a fase de expansão, os incentivos poderiam ser intensificados, provavelmente acelerando os preços.

Muitas vezes, os “falsos sinais” decorrem de um erro de interpretação dos movimentos aleatórios mais fortes. Na prática, não é fácil distinguir *a priori* um movimento aleatório de um “falso sinal”, mas podemos esperar que quanto mais estável o comportamento do indicador menor a probabilidade de ocorrência de “falsos sinais”. Mais adiante, mostraremos como reduzir a probabilidade de “falsos sinais” através de cuidados especiais na construção dos indicadores.

3.6

A Questão dos Retardos e Avanços

A montagem de indicadores antecedentes, qualquer que seja o método quantitativo, exige uma análise prévia dos retardos e avanços entre a variável a ser prevista e as demais. É feita então a hipótese básica de que a mesma estrutura de retardos e avanços estimada com as informações passadas deve permanecer válida para o futuro próximo. Uma vez identificados, os retardos e avanços permitem qualificar as variáveis em antecedentes, coincidentes e retardadas.

Existem três formas básicas para identificar os retardos e avanços entre variáveis. A mais comum identifica os avanços e retardos pelo correlograma entre variações passadas e futuras de duas séries econômicas. Por este critério, diz-se que uma variável X antecede a variável Y , como, por exemplo, o produto industrial, se as maiores correlações são encontradas entre o valor atual de Y e os valores passados de X . As variáveis X e Y são ditas coincidentes se a maior correlação é encontrada para valores não defasados. E, finalmente,

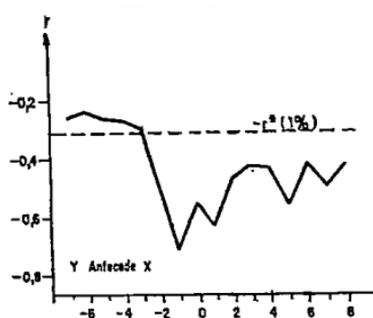
X é dita retardada em relação a Y se as correlações mais elevadas são encontradas entre valores passados de Y e os atuais de X. Naturalmente, quando o ciclo é identificado pelo conceito revisado, ao invés de correlações entre níveis, adotamos as correlações entre desvios em relação à tendência. E se o ciclo é identificado por taxas de crescimento, as correlações são feitas entre as taxas de variação de X e Y.

A Figura III.2 ilustra como funcionaria este critério com o conceito de "ciclo de crescimento". O eixo vertical de cada correlograma mostra o coeficiente de correlação simples entre as taxas de variação (no caso, nos últimos 12 meses) da variável-referência. Como exemplos foram escolhidos o produto industrial do Brasil e variações retardadas e avançadas da variável X. Os retardos e avanços estão expressos em meses, respectivamente, com valores negativos e positivos. A linha horizontal tracejada identifica o valor crítico para que a correlação seja significativamente diferente de zero ao nível de 1%.⁸ Em princípio, para que os avanços e correlações tenham significado econômico é necessário um conhecimento prévio da conformidade, isto é, do sentido da associação no comportamento do produto industrial e da variável em análise. Por exemplo, é esperado que as concordatas requeridas estejam inversamente associadas ao produto real, ou seja, as duas variáveis estariam em conformidade negativa, ou opostas em fase. Afinal, quedas no ritmo de atividade industrial e aumento nas concordatas estão economicamente ligadas, da mesma forma que o crescimento industrial mais intenso e a redução de seu número. Portanto, identificaremos a variável concordatas requeridas como retardada, coincidente ou antecedente se a maior correlação negativa for localizada nos retardos (meses com sinal negativo), no mês corrente (mês zero), ou nos avanços (meses com sinal positivo), respectivamente. A Figura III.2, parte A, mostra que a maior correlação negativa ocorre no retardo de um mês, ou seja, as concordatas tendem a seguir com atraso de um mês o comportamento do produto industrial. A variável concordatas requeridas seria, portanto, qualificada como retardada em relação ao Pro-

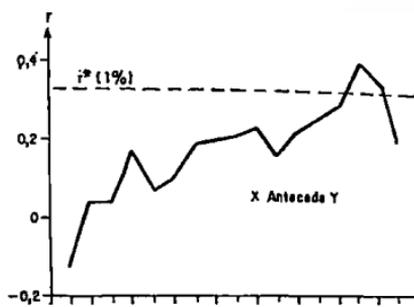
⁸ Ao longo deste trabalho, um coeficiente de correlação será significativamente diferente de zero se o seu valor absoluto for maior que 0,32, ao nível de 1% (valor adotado nas figuras), ou que 0,25, ao nível de 5%.

FIGURA III·2

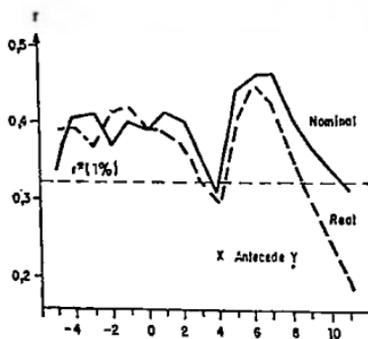
CORRELOGRAMAS DO PRODUTO INDUSTRIAL DO BRASIL (Y) E DIVERSAS VARIÁVEIS (X). RETARDOS (-) E AVANÇOS (+) EM MESES. PERÍODO JANEIRO DE 1969 A DEZEMBRO DE 1975



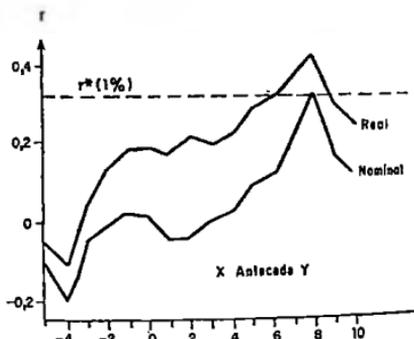
A - CONCORDATAS REQUERIDAS EM SÃO PAULO



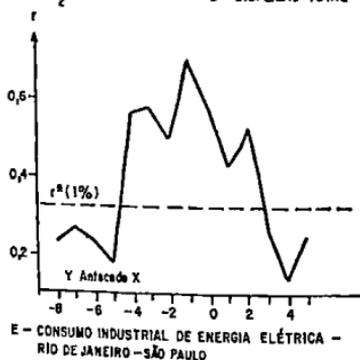
B - ÁREA LICENCIADA PARA EDIFICAÇÕES NÃO RESIDENCIAIS



C - ESTOQUE DE MOEDA - CONCEITO M₂



D - DESPESA TOTAL - EXECUÇÃO FINANCEIRA DO TESOURO NACIONAL



E - CONSUMO INDUSTRIAL DE ENERGIA ELÉTRICA - RIO DE JANEIRO - SÃO PAULO

duto Industrial. Se o objetivo é construir apenas indicadores antecedentes, torna-se desnecessário atentar para variáveis cuja estrutura de correlações apresente comportamento semelhante ao da variável concordatas requeridas.

Antes de encerrar com exemplos de variáveis retardadas, será interessante observar a parte E, ainda na mesma Figura III.2. Num trabalho anterior⁹ havia sido constatado que o consumo industrial de energia elétrica retardava-se em um mês em relação à produção industrial. A mesma evidência é encontrada agora na parte E, com as taxas de variações dos últimos 12 meses. Note-se que era esperado que o consumo industrial de energia elétrica antecedesse ou coincidisse com o produto industrial, uma vez que corresponde a um insumo básico para a indústria. O fato de mostrar movimentos retardados pode ser justificado por atrasos e deficiências no registro estatístico.¹⁰

A parte B, na Figura III.2, mostra que a área licenciada para edificações não-residenciais antecede em aproximadamente nove meses a atividade industrial. No trabalho citado acima, o avanço para a mesma variável havia sido estimado em apenas três meses. As partes C e D apresentam as correlações com o estoque de moeda-conceito M_2 ¹¹ e o dispêndio total na execução financeira do Tesouro Nacional. São apresentadas correlações com variáveis nominais e reais (deflacionadas pelo índice geral de preços). A produção industrial é antecipada pelo estoque real de moeda em seis meses e pelo dispêndio governamental em oito meses.¹² Nestes avanços, as correlações são positivas e significantes, com alguma vantagem para o conceito de moeda.

⁹ Contador, "Indicadores da Atividade...", *op. cit.*

¹⁰ Esta é uma sugestão também oferecida por José A. P. Peixoto, "Avaliação do Índice de Crescimento de Energia Elétrica como Indicador de Crescimento Industrial", in *Revista Brasileira de Estatística*, vol. 36, n.º 143 (julho/setembro de 1975), pp. 531-540.

¹¹ Papel-moeda em poder do público, mais depósitos à vista e a prazo nos bancos comerciais, Banco do Brasil e Caixas Econômicas, mais Certificados de Depósitos e saldos de Cadernetas de Poupança.

¹² Os resultados acima não pretendem sugerir um confronto entre os retardos da política monetária versus política fiscal. Para tal teste, seria necessário reunir outros dispêndios governamentais não incluídos na execução financeira do Tesouro Nacional, tais como os gastos autônomos das autarquias, das empresas públicas, etc.

As ilustrações na Figura III.2 são suficientes para exemplificar a forma empírica mais utilizada para qualificar as variáveis em antecedentes, coincidentes e retardadas e quantificar os respectivos avanços e retardos em relação à variável-referência. Uma variante desta técnica é também adotada em modelos de regressão múltipla, onde a variável-referência é explicada por diversas outras variáveis, com retardos ou com polinômios ortogonais do tipo Almon.¹³

Entretanto, o fato de cada variável econômica ser composta por um grande número de ciclos mostra que a idéia de um avanço único e constante é uma hipótese demasiadamente grosseira, apesar de comumente aceita sem maiores restrições. Consideremos, por exemplo, duas variáveis fictícias X e Y . Por simplicidade, as variáveis são estacionárias, ou seja, livres de tendência. Por construção, a variável X é formada artificialmente pela soma de ciclos co-senóides, com os períodos de 30, 20, 12 e cinco meses, e um resíduo aleatório.¹⁴ A segunda variável Y é formada, também artificialmente, pela soma de co-senos, com períodos de 20, 12, oito e cinco meses, e por resíduos aleatórios. Por construção, a variável Y é avançada em relação a X nos ciclos de 20 períodos (com o avanço de cinco meses) e nos de cinco meses (com um mês) e retardada nos ciclos estacionais em quatro meses. A Figura III.3 mostra a composição das duas variáveis. Observe-se que apesar de serem construídos artificialmente por funções co-senos, os gráficos dos valores resultantes para X e Y não revelam num exame visual o artificialismo da sua construção. Se calculado, o correlograma entre X e Y mostraria que o coeficiente de correlação simples é maximizado (0,36) quando a variável Y antecipa a variável X em cerca de um mês. Aparentemente, este avanço de um mês resultou do predomínio dos ciclos de cinco meses sobre os demais. No entanto, sabemos, pelo próprio processo de formação de X e Y , que não existe um avanço único entre as duas séries. Pelo contrário, a qualificação

¹³ Shirley Almon, "The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures", in *Econometrica*, vol. 33 (janeiro de 1965), pp. 178-196.

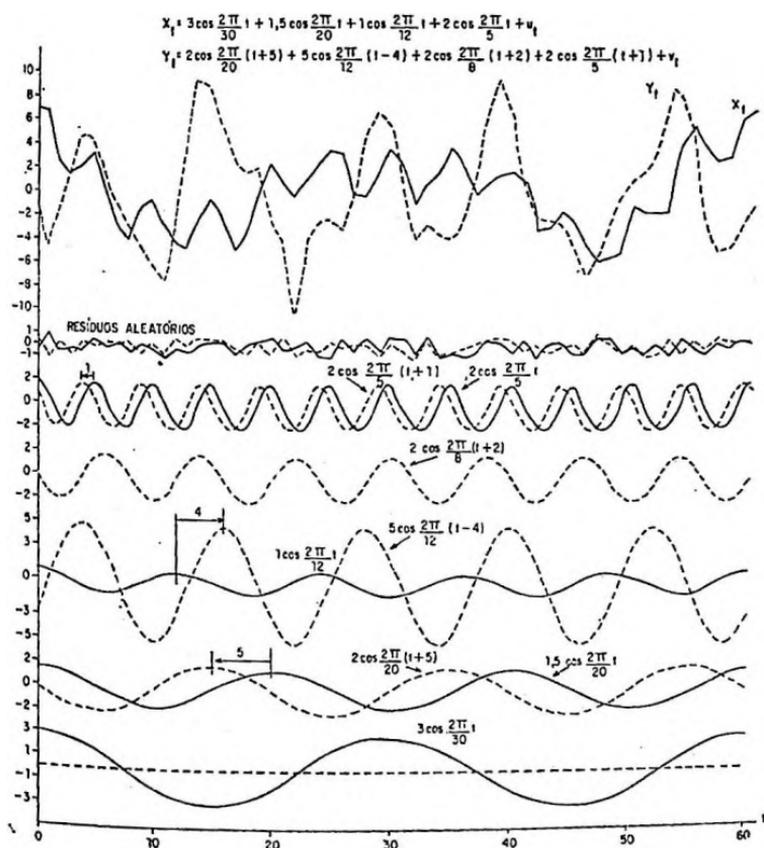
¹⁴ Obtido através de uma tabela de números aleatórios. Foram observados números com dois dígitos: o primeiro identifica o sinal (positivo, se número par, e negativo, se ímpar); o segundo foi multiplicado por 0,1.

e a medida do retardo, coincidência ou avanço, podem variar em cada frequência.

O avanço de um mês obtido com a análise do correlograma entre X e Y resultou dos efeitos conjuntos das amplitudes, durações e correlações entre os ciclos que formaram as variáveis, principalmente do de cinco meses. A rigor, a correlação entre as duas variáveis é perfeita nos ciclos de 20, 12

FIGURA III . 3

A DECOMPOSIÇÃO DE DUAS VARIÁVEIS FICTÍCIAS



e cinco meses e nula nos de 30 (uma vez que Y não dispõe deste ciclo) e oito meses (*idem*, para X). A correlação de 36% é uma média destes valores.

Para evitar que determinados ciclos afetem a média de avanços e retardos entre duas variáveis torna-se necessário "filtrar" cada uma das séries do componente cíclico em questão. Tal tarefa é complexa e pode mesmo levar a resultados errôneos, se adotado um processo de filtragem inadequado. Por exemplo, para evitar que o avanço de um mês no ciclo de cinco meses afetasse a média dos retardos entre X e Y seria preciso "depurar" previamente as flutuações cíclicas de cinco meses de ambas as séries. Uma vez que uma série econômica pode ser composta por um número muito grande de ciclos, com amplitudes e períodos distintos, nem sempre fáceis de identificar, este critério torna-se difícil e complicado.

A adoção da hipótese de que séries econômicas são formadas por componentes cíclicos de duração distinta não deve ser interpretada como uma adesão acadêmica a qualquer teoria que postule ciclos econômicos endógenos e auto-realimentadores, tais como a do ciclo de investimento de Hicks e Samuelson, a do ciclo de estoques de Metzler, e outros. É importante assinalar que a técnica adotada, e que mais adiante será resumida, é apenas uma forma conveniente de racionalizar um problema bastante complexo. Existem evidências bastante convincentes de que a economia responde a choques e estímulos sob a forma de movimentos oscilatórios, que geralmente amortecem com o tempo. Dependendo do tipo de choque aplicado, a resposta se assemelha a um mecanismo cíclico que pode exibir ondas com amplitudes e durações distintas. Os choques não ocorrem um de cada vez, mas sim simultaneamente. Assim, o que ocorre na economia é na verdade o resultado da superposição de grande número de estímulos com características, duração e efeitos específicos. A decomposição de séries econômicas em componentes cíclicos é uma tentativa de descobrir não a origem dos estímulos, mas sim as suas principais características estatísticas. Em suma, o que se pretende é examinar empiricamente o que se define como "ciclo econômico".

A técnica mais adequada a estes propósitos é a análise espectral, uma vez que decompõe uma série temporal em seus componentes cíclicos. A análise espectral considera uma série

temporal como a soma de inúmeros processos cíclicos, cada um caracterizado por uma periodicidade e uma amplitude.¹⁵ A decomposição da série em componentes periódicos fornece a medida de "poder" (*power*) de quanto da variância total é explicado pelos componentes cíclicos. Assim, no exemplo da Figura III.3, a variância da série *Y* seria fortemente explicada pelo ciclo de 12 meses, enquanto a da série *X* pelo de 30 meses.¹⁶

A decomposição da variância total é útil para esclarecer muitos aspectos obscuros da discussão sobre a existência ou não de ciclos de prazos longo e médio.¹⁷ Por exemplo, aplicando a análise espectral à série de Produto Interno Bruto, a mesma utilizada anteriormente na Figura II.2 para a identificação cronológica dos ciclos, teremos uma idéia da periodicidade dos ciclos que mais afetam a economia brasileira. A Figura III.4 mostra no eixo vertical, em escala logarítmica, o "poder espectral" (*power spectrum*) do PIB real, e no eixo horizontal a frequência, ou fração, de número de ciclos por ano. Quanto mais alta a frequência, mais curtos os ciclos e, por outro lado, quanto mais baixa a frequência, mais longos eles são.

A técnica de decomposição por frequência é particularmente útil para interpretar com mais rigor os conceitos de "curto" e "longo" prazos. Na verdade, já sabemos que não existe "um" único curto prazo, mas sim diversos ciclos com períodos curtos, que se repetem com frequência elevada, assim como, também, que não existe apenas "um" longo prazo, mas

¹⁵ Mesmo os leitores sem conhecimento prévio de análise espectral não encontrarão maiores dificuldades em acompanhar o raciocínio aqui exposto. Por conveniência, suprimimos toda a apresentação matemática no texto e optamos por uma exposição verbal. O desenvolvimento da técnica será apresentado na Parte II, Capítulo VIII. Para detalhes da técnica, veja C. W. J. Granger e M. Hatanaka, *Spectral Analysis of Economic Time Series* (Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1964); Marc Nerlove, "Spectral Analysis of Seasonal Adjustment Procedures", in *Econometrica*, vol. 32 (julho de 1964), pp. 241-86; G. S. Fishman, *Spectral Methods in Econometrics* (Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1969); e G. Jenkins e D. Watts, *Spectral Analysis and its Applications* (San Francisco: Holden-Day Inc., 1968).

¹⁶ A rigor, estas frequências contribuem isoladamente com mais de 65 e 55% para a variância total de *Y* e *X*, respectivamente.

¹⁷ Irma Adelman, "Long Cycles — Fact or Artifact?", in *American Economic Review*, vol. 55 (junho de 1965), pp. 444-463.

sim diversos ciclos com duração mais longa, com baixa frequência de repetição. Portanto, a análise espectral permite identificar o período ou duração dos ciclos econômicos mais importantes que compõem o Produto Interno Bruto, ou qualquer outra variável.

A Figura III.4 mostra que a função do poder espectral estimada para as taxas de variação do PIB real apresenta picos nas frequências correspondentes aos ciclos de 13-16, de oito e de cinco-seis anos. Podemos aceitar com relativa confiança que estes são os ciclos mais importantes para a economia brasileira.¹⁸ Não é possível, entretanto, rejeitar a existência de ciclos mais longos do que 15 anos, pois tal teste necessitaria de séries históricas mais longas. Inclusive, a aparência do poder espectral nas proximidades da frequência nula sugere que a existência de ciclos mais longos que 15 anos é uma hipótese plausível.

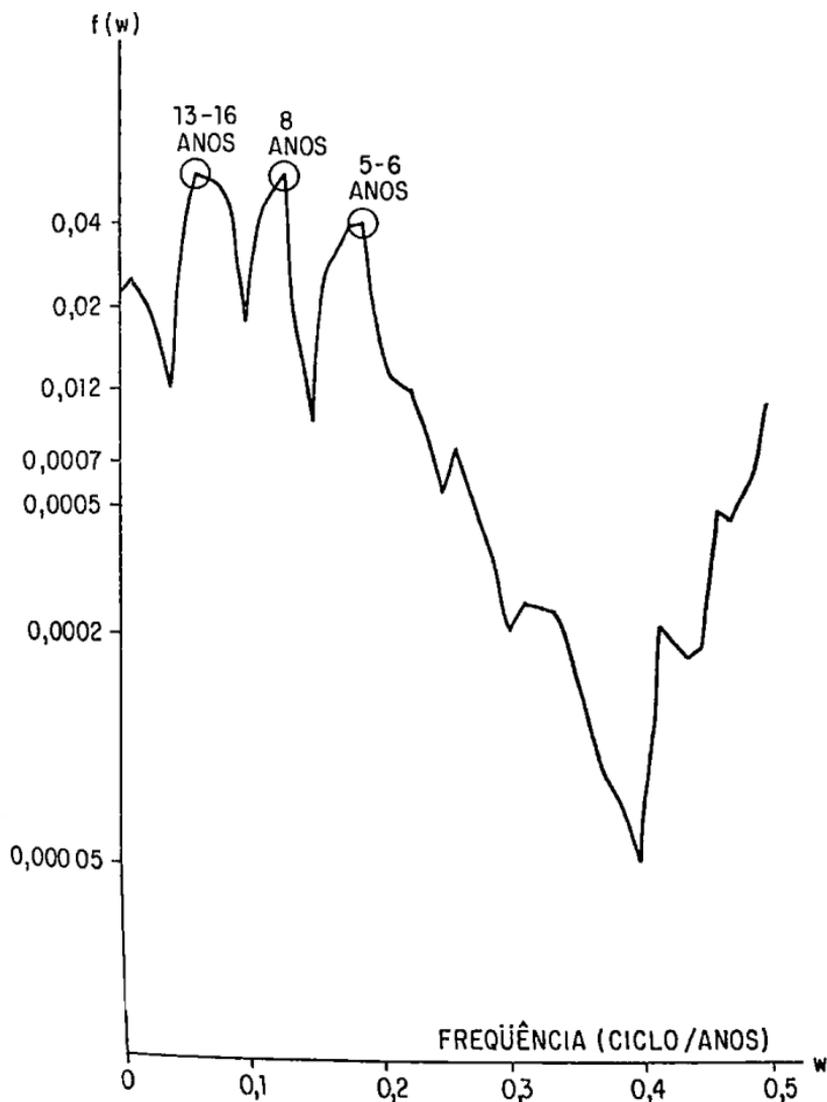
É importante ainda lembrar que a montagem e o bom emprego de indicadores antecedentes exigem uma determinação prévia da periodicidade das flutuações econômicas que devem ser objeto de previsão. Assim, se o governo está preocupado apenas com as perspectivas de longo prazo, não precisa impressionar-se com as eventuais flutuações de curto prazo. Mas, por outro lado, caso queira estabilizar o crescimento do produto a curto prazo, tanto os indicadores como os instrumentos de política devem ser apropriados para este horizonte. A duração dos ciclos menores, estimada em cinco-seis anos, é bastante realista e confirma mesmo a opinião generalizada existente entre os economistas brasileiros. Posteriormente, a Parte II, Capítulo VIII, mostrará como se pode construir indicadores antecedentes apropriados para revelar a reversão de ciclos com periodicidade específica.

No início do Capítulo I, havíamos mencionado que a inflação é uma característica marcante da economia brasileira e que inclusive a distingue de outras economias. Será interessante complementar as conclusões da Figura III.4 com a decomposição da série de preços ao consumidor na cidade do

¹⁸ Os ciclos de oito e cinco-seis anos poderiam ser interpretados como "harmônicos" do ciclo maior de 13-16 anos. Contudo, a análise com um filtro para a frequência 0,062, correspondente a 16 anos, não eliminou os ciclos menores.

FIGURA III . 4

DECOMPOSIÇÃO EM CICLOS DO PRODUTO
INTERNO BRUTO DO BRASIL
PERÍODO 1861/1975



Rio de Janeiro (antigo Estado da Guanabara).¹⁹ A Figura III.5 mostra o poder espectral desta taxa de inflação, e as estimativas apontam um espectro decrescente, com predomínio das frequências mais baixas. Existe um pico no espectro nas frequências entre 0,32 e 0,36, correspondente a ciclos em torno de três anos. A julgar pelos resultados acima, a duração dos ciclos de preços difere da dos principais "ciclos de crescimento" econômico. Trata-se de forte evidência de que, ao contrário das outras economias, os principais ciclos de produção no Brasil têm, em geral, uma duração diferente da dos ciclos de preços.

Note-se que tais conclusões exigiram uma decomposição das séries de preços e de produto real do Brasil em ciclos de duração distinta. As vantagens da técnica espectral não se encerram aí. No Capítulo VIII, Parte II, teremos oportunidade de realçar outras aplicações, mas por ora seria bastante mencionar que uma das principais vantagens da técnica é a análise de avanços e retardos entre variáveis. Uma vez que as séries são decompostas em ciclos distintos, a defasagem no tempo entre as séries tende a se modificar em cada ciclo. A hipótese de retardo ou avanço "puro" exige que as duas variáveis tenham a mesma defasagem em todos os seus ciclos componentes. Esta hipótese é irrealista, mas usada com excessiva frequência.

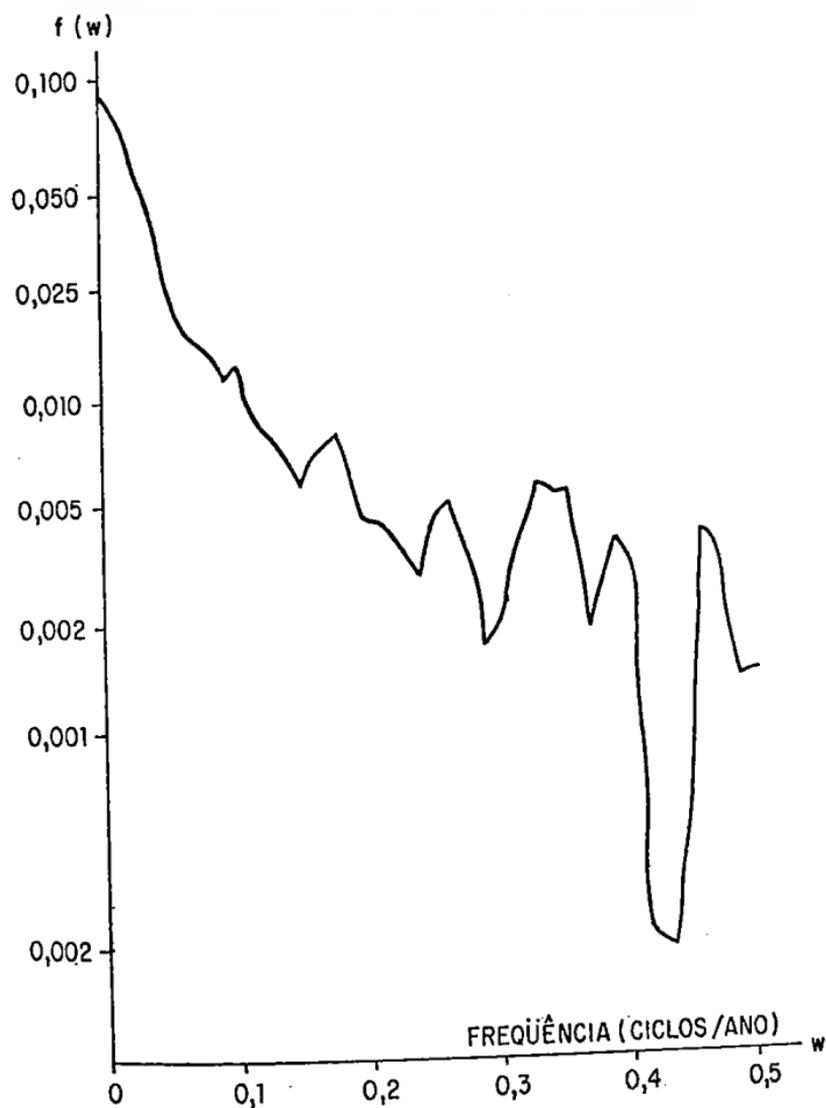
Do que foi exposto acima sobre retardos e movimentos cíclicos é possível estabelecer uma série de regras básicas para a escolha das variáveis que devem compor um indicador. Diremos que uma variável, para que seja escolhida, deve atender a quatro critérios básicos: (a) consistência dos seus movimentos com flutuações conhecidas na atividade econômica; (b) regularidade e estabilidade do retardo ou avanço dos seus movimentos em relação à atividade econômica; (c) domínio dos movimentos cíclicos não estacionais em comparação com a tendência e oscilações erráticas; e (d) importância da atividade que representa na variável-referência escolhida ou no sistema econômico.²⁰ Estes critérios colocam indi-

¹⁹ Veja a listagem do índice de preços em Contador e Haddad, *op. cit.*

²⁰ 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.

FIGURA III . 5

DECOMPOSIÇÃO EM CICLOS DOS PREÇOS
AO CONSUMIDOR NO BRASIL



cadores antecedentes, coincidentes e retardados em igualdade de condições. Mas, sem dúvida, os antecedentes são os mais procurados e os mais úteis para a política econômica, uma vez que seus movimentos antecipam as flutuações na renda e produção. Os coincidentes e, num último plano, os retardados são úteis apenas na medida em que confirmem ou rejeitem os sinais prévios dos antecedentes.

Os indicadores antecedentes funcionam como um "sinal de alerta" para uma provável reversão da fase do ciclo. Vimos que medidas econômicas serão adotadas ou afrouxadas em resposta a tais indicações. A Seção 3.5 discutiu os defeitos básicos de "omissão" e de "falso sinal" e os conseqüentes erros de política econômica que podem decorrer do emprego de indicadores antecedentes inadequados. Para evitar ou contornar tais problemas, os critérios para a seleção desses indicadores devem ser mais rigorosos e mais completos do que os quatro critérios para escolha de indicadores em geral. Mitchell e Burns²¹ apontaram vários critérios básicos que devem ser seguidos para escolha de indicadores antecedentes. Infelizmente, por dificuldades diversas, inclusive na obtenção de séries temporais mais longas, não é possível atender as sugestões de Mitchell e Burns, e nos concentraremos em satisfazer os critérios mais adequados ao caso brasileiro. Assim, um indicador antecedente será tanto melhor:

a) quanto mais longo e estável o seu avanço em relação à atividade econômica ou emprego em cada ciclo, ou seja, mantidas constantes as três condições abaixo, um indicador que mostre um avanço de quatro meses sobre a atividade econômica é superior e preferível a um outro com um avanço de três meses;

b) quanto mais estável e uniforme for o avanço nos ciclos de 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", mas, conforme discutimos antes, a possibilidade da sua ocorrência é remota;

²¹ Veja-se W. C. Mitchell e A. F. Burns, *Statistical Indicators of Cyclical Revivals*, Occasional Papers/69 (New York: NBER, 1938), p. 173.

c) quanto mais estável e uniforme a associação entre o indicador e a atividade econômica. Por exemplo, se fosse feita uma regressão entre flutuações do indicador e do nível de atividade, decompostos em ciclos com periodicidade distinta, seria desejável que o coeficiente da regressão, no caso denominado de “ganho”, fosse idêntico para os diversos ciclos. O “ganho” é dito “amortecido”, “idêntico” e “amplificado” numa determinada frequência se, para cada movimento de 1% no indicador, ocorre, na média, uma variação inferior, igual ou superior a 1% no nível de atividade naquele mesmo ciclo. Uniformidade no ganho significa que ele assume um valor único em todas as frequências, não importando a periodicidade do ciclo;

d) quanto maior a amplitude das atividades cobertas pelo indicador. Entretanto, não é necessário que a variável escolhida seja agregada para um número exagerado de atividades para que o critério seja satisfeito. A variável pode referir-se a um fenômeno ou mercado pouco importante, mas, desde que este esteja fortemente associado a outros mercados, ela poderá ser uma aproximação satisfatória para um processo mais geral, ou para outros processos econômicos.

3.7

As Flutuações Estacionais

Variáveis marcadas por forte estacionalidade, ou seja, com movimentos cíclicos com 12 meses de duração, podem dificultar a identificação de retardos e avanços. A estacionalidade resulta de inúmeros fatores associados às estações do ano, não necessariamente associados entre si. Assim, mesmo que duas variáveis X e Y sejam afetadas por fatores sazonais distintos e independentes entre si — e, portanto, teoricamente independentes nos ciclos estacionais — o retardo entre elas, ditado pelo correlograma, tende a ser tanto mais distorcido quanto mais importantes são os ciclos estacionais na formação das séries. Em condições extremas, se as flutuações de X e Y são dominadas por ciclos estacionais, o retardo médio entre elas será determinado basicamente pelo retardo estimado na

estacionalidade, muitas vezes gerado "artificialmente" e irrelevante sob o ponto de vista econômico. Por outro lado, se nenhuma das duas, ou se apenas uma das variáveis, é marcada pela estacionalidade, o retardo médio não será afetado. Nesse caso, o correlograma é útil, apesar da estacionalidade em pelo menos uma das séries.

Uma das conseqüências de correlogramas "viciados" pela estacionalidade são indicadores propensos a fornecer "falsos sinais". Assim, uma falsa reversão num indicador antecedente pode ser causada pela estacionalidade ignorada nas séries que formam o indicador. É importante, portanto, conhecer a composição cíclica das variáveis utilizadas na construção dos indicadores. Infelizmente, a longa série histórica do Produto Real no Brasil, decomposta em ciclos na Figura III.4, não serve para os nossos propósitos, pois o intervalo entre as observações é anual e, conseqüentemente, incapaz de fornecer informações sobre a importância de ciclos em meses. Para analisar a importância da estacionalidade, utilizaremos dados mensais de um conjunto de variáveis, que mais tarde identificaremos como "variáveis-referência". O método estatístico empregado é o da decomposição da variância das séries por análise espectral, o mesmo método usado anteriormente com dados anuais.

As Tabelas III.1 e III.2 mostram a decomposição da variância total das séries mensais em uma tendência e em ciclos de 60, 30, 20, 15, 10, oito, seis-sete, quatro-cinco e dois-três meses. A análise compreendeu o período de janeiro de 1969 a julho de 1976, ou seja, um intervalo de sete anos e meio, e o espectro foi estimado com 30 retardos. Pelo número de observações disponíveis (90 mensais), o poder espectral para a tendência, e para as freqüências baixas de 60 e 30 meses, é afetado consideravelmente, uma vez que se dispõe de apenas uma observação de um ciclo completo de 60 meses e de três observações de ciclos de 30 meses. Nosso principal interesse, contudo, é examinar a importância da estacionalidade, e para esta freqüência dispomos de sete ciclos completos de 12 meses. Em alguns casos, a estimativa da variância para uma determinada freqüência inclui parte da variância das freqüências adjacentes. Este problema é conhecido como "fuga" ou "vazamento" (*leakage*) e geralmente ocorre nas proximidades da tendência.

TABELA III.1

**DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA TOTAL.^a DE DIVERSAS VARIÁVEIS-REFERÊNCIA:
EMPREGO E PRODUÇÃO INDUSTRIAL AGREGADA E POR REGIÃO**

Variáveis	Ten- dência	Ciclos										Variân- cia Total						
		60 Meses	30 Meses	20 Meses	15 Meses	12 Meses	10 Meses	Oito Meses	Seis- Sete Meses	Quatro- Cinco Meses	Dois- Três Meses							
Emprego Industrial (São Paulo)																		
σ_{ω}	0,013	0,018	0,015	0,006	0,003	0,002	0,001	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,067
%	0,191	0,268	0,229	0,086	0,044	0,032	0,019	0,034	0,029	0,024	0,024	0,024	0,024	0,024	0,024	0,024	0,031	1,000
Produção Industrial (Brasil)																		
σ_{ω}	0,070	0,060	0,028	0,025	0,441	0,949	0,042	0,032	0,469	0,459	0,130	0,270	1,000	3,528 ^b				
%	0,020	0,017	0,008	0,007	0,125	0,269	0,012	0,009	0,133	0,130	0,130	0,270	1,000	3,528 ^b				
Produção Industrial (São Paulo)																		
σ_{ω}	0,082	0,049	0,024	0,045	0,625	1,300	0,535	0,010	0,354	0,377	0,874	4,276						
%	0,019	0,011	0,005	0,010	0,146	0,304	0,125	0,002	0,083	0,088	0,204	1,000						
Produção Industrial (Rio de Janeiro) ^a																		
σ_{ω}	0,054	0,170	0,207	0,130	0,377	0,705	0,291	0,090	0,732	0,832	1,346	4,946						
%	0,011	0,034	0,042	0,028	0,076	0,142	0,059	0,018	0,148	0,168	0,272	1,000						
Produção Industrial (Rio Grande do Sul)																		
σ_{ω}	0,028	0,042	0,080	0,059	1,257	2,875	1,321	0,165	1,890	0,669	0,560	8,948						
%	0,003	0,005	0,009	0,006	0,140	0,321	0,148	0,018	0,211	0,075	0,062	1,000						
Produção Industrial (Pernambuco)																		
σ_{ω}	0,054	0,038	0,052	0,120	3,305	7,019	2,376	0,121	0,584	0,207	0,909	15,285						
%	0,003	0,002	0,003	0,008	0,216	0,450	0,188	0,008	0,038	0,013	0,059	1,000						
Produção Industrial (Minas Gerais)																		
σ_{ω}	...	0,017	0,015	0,055	0,153	0,693	0,070	0,159	0,274	0,676	1,320	4,033						
%	—	0,004	0,004	0,014	0,038	0,172	0,106	0,039	0,068	0,107	0,327	1,000						

^aValores da variância multiplicados por 103.^bEstimativa do espectro originalmente com valor negativo, indicando a presença de "fuga". Para efeito dos cálculos, o espectro foi igualado a zero. eRegião correspondente ao antigo Estado da Guanabara.

TABELA III.2

**DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA TOTAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DE
DIVERSOS RAMOS DE ATIVIDADE NO BRASIL**

Ramo Industrial	Ten- dência	Ciclos											Variân- cia Total
		60 Meses	30 Meses	20 Meses	15 Meses	12 Meses	10 Meses	Oito Meses	Seis- Sete Meses	Quatro- Cinco Meses	Dois- Três Meses		
Alimentos	... ^b	0,020	0,010	0,016	0,466	1,444	0,852	0,232	0,559	0,682	0,964	5,165	
σ_{ω}	—	0,005	0,002	0,003	0,080	0,280	0,185	0,045	0,103	0,113	0,187	1,000	
%													
Bebidas	... ^b	0,031	0,094	0,177	2,084	4,283	1,761	0,115	0,167	0,408	1,292	10,422	
σ_{ω}	—	0,003	0,009	0,017	0,200	0,411	0,169	0,011	0,016	0,039	0,124	1,000	
%													
Borracha	0,070	0,077	0,072	0,050	0,488	1,182	0,753	0,215	0,320	0,584	1,091	5,504	
σ_{ω}	0,013	0,014	0,013	0,009	0,089	0,215	0,137	0,039	0,058	0,106	0,307	1,000	
%													
Fumo	0,060	0,088	0,120	0,076	0,532	1,523	1,296	0,445	0,870	1,370	3,740	10,123	
σ_{ω}	0,008	0,009	0,012	0,008	0,052	0,150	0,128	0,044	0,086	0,135	0,369	1,000	
%													
Material Elétrico e de Comunicações	0,021	0,116	0,275	0,433	2,367	4,399	2,606	1,139	2,579	2,592	4,379	20,968	
σ_{ω}	0,001	0,006	0,013	0,021	0,113	0,210	0,127	0,054	0,123	0,124	0,209	1,000	
%													
Material de Transporte	0,161	0,112	0,148	0,172	1,429	2,262	0,903	0,217	2,273	1,780	2,583	12,122	
σ_{ω}	0,013	0,009	0,012	0,014	0,118	0,189	0,079	0,018	0,187	0,147	0,213	1,000	
%													

Matérias Plásticas

σ_{ω} 0,026 0,043 0,040 0,111 0,485 0,929 0,723 0,317 1,777 2,027 1,892 8,384
 % 0,003 0,005 0,006 0,013 0,058 0,111 0,086 0,038 0,211 0,242 0,225 1,000

Mecânica

σ_{ω} 0,104 0,098 0,092 0,184 1,776 3,179 1,108 0,334 2,041 2,465 2,875 14,259
 % 0,007 0,007 0,006 0,013 0,124 0,223 0,078 0,023 0,143 0,173 0,202 1,000

Metallurgia

σ_{ω} 0,134 0,160 0,109 0,084 0,519 1,279 6,003 0,071 0,293 0,516 1,832 5,875
 % 0,024 0,020 0,019 0,012 0,093 0,229 0,108 0,013 0,052 0,092 0,328 1,000

Minerais Não-Metálicos

σ_{ω} 0,059 0,055 0,098 0,216 0,293 0,497 0,426 0,192 0,296 0,723 1,879 4,738
 % 0,012 0,011 0,021 0,046 0,082 0,105 0,090 0,041 0,062 0,153 0,397 1,000

Papel e Papelão

σ_{ω} 0,050 0,180 0,322 0,157 0,239 0,027 0,373 0,115 0,180 0,347 1,562 4,154
 % 0,012 0,043 0,078 0,038 0,058 0,151 0,090 0,028 0,043 0,083 0,376 1,000

Perfumaria, Sabões e Velas

σ_{ω} ... b 0,041 0,132 0,265 0,512 0,701 0,770 0,705 1,330 1,109 1,738 7,305
 % — 0,005 0,018 0,038 0,070 0,098 0,105 0,098 0,182 0,152 0,238 1,000

Química

σ_{ω} 0,075 0,082 0,041 ... b 0,497 1,167 0,878 0,842 0,512 0,466 0,919 4,883
 % 0,016 0,017 0,009 — 0,106 0,249 0,145 0,052 0,109 0,099 0,196 1,000

Têxtil

σ_{ω} 0,011 0,043 0,101 0,119 0,405 0,637 0,235 0,057 0,577 0,449 1,359 3,076
 % 0,003 0,010 0,025 0,030 0,102 0,180 0,059 0,014 0,145 0,113 0,337 1,000

Vestuário, Calçados e Artefatos

σ_{ω} 0,742 1,007 0,954 1,178 0,864 0,480 0,595 0,891 1,058 2,819 3,478 14,747
 % 0,050 0,068 0,085 0,080 0,058 0,031 0,040 0,047 0,133 0,191 0,230 1,000

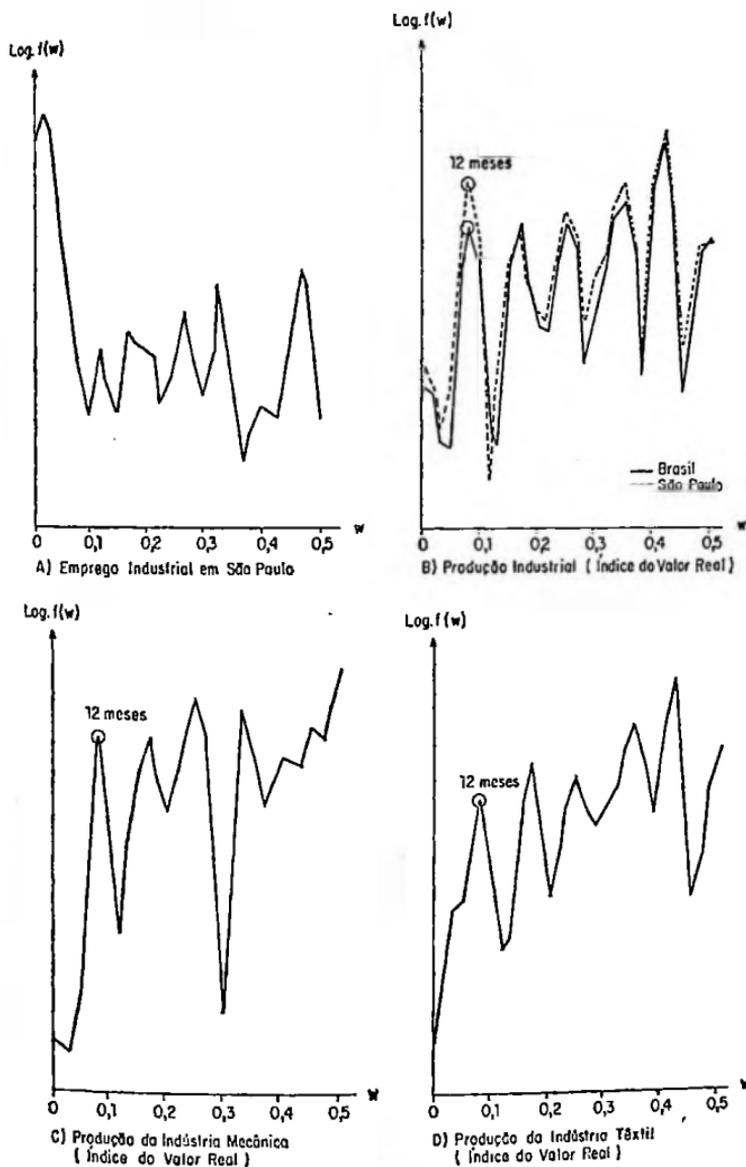
^a Veja notações na Tabela III.1.
^b Não considerado (negligível).

As flutuações no emprego industrial em São Paulo são dominadas pela tendência (19% da variância total) e, até onde é possível afirmar, pelos ciclos de 60 e 30 meses. Estas frequências contribuem com quase 70% para a variância total do emprego industrial. Por outro lado, os ciclos estacionais têm uma contribuição modesta, cerca de 3%. A estacionalidade, portanto, não deve afetar seriamente o correlograma entre o emprego industrial e qualquer outra variável. A parte A da Figura III.6 reproduz o poder espectral do emprego industrial em São Paulo.

A mesma Tabela III.1 mostra que a produção industrial agregada do Brasil e por região exibe ciclos estacionais cuja contribuição para a variância total das séries varia entre 14% no Rio de Janeiro e 46% em Pernambuco. As variações estacionais contribuem com cerca de 27% para a variância total do produto industrial agregado no Brasil, 30% em São Paulo, 32% no Rio Grande do Sul e 17% em Minas Gerais. Infelizmente, não há informações sobre a produção industrial de outros Estados, mas estas evidências são suficientes para mostrar que cuidados prévios de desestacionalização das séries devem ser tomados antes do cálculo dos correlogramas. A parte B da Figura III.6 mostra a semelhança entre os formatos do poder espectral do produto industrial no Brasil e em São Paulo, ou seja, as séries são formadas pelos mesmos ciclos, com amplitudes também idênticas. Além disso, a correlação entre as duas séries (não reproduzida) varia entre 70 e 99%, com forte predominância de valores acima de 90%. O exame da defasagem, também não reproduzida no momento, mostrou que as duas séries coincidem em todas as frequências. Com estas evidências, podemos antecipar que cada variável apresentará correlogramas idênticos com a produção industrial em São Paulo e no Brasil. Os indicadores, portanto, devem apresentar a mesma composição e os mesmos retardos e pesos. Mais tarde aproveitaremos esta conclusão.

A Tabela III.2 reproduz a metodologia com o produto industrial de vários ramos de atividade. A estacionalidade é muito importante no comportamento do produto da indústria de bebidas, explicando mais de 40% da variância total. Estacionalidade ainda importante é encontrada nas indústrias de Alimentos (28%), Química (25%), Metalurgia (23%), Mecânica (22%), Borracha (21%) e Material Elétrico e de Comu-

FIGURA III-6
 DECOMPOSIÇÃO EM CICLOS DE
 ALGUMAS VARIÁVEIS - REFERÊNCIA



nicações (21%). Finalmente, flutuações estacionais pouco expressivas são encontradas nos ramos de Vestuário, Calçados e Artefatos (3%), Perfumaria, Sabões e Velas (9%), Minerais Não-Metálicos (10%) e Matérias Plásticas (11%). As partes C e D da Figura III.6 ilustram o poder espectral da produção das indústrias Mecânica e Têxtil e atestam as diferenças marcantes na composição cíclica das duas variáveis.

As estimativas do poder espectral das 22 variáveis-referência não deixam dúvidas quanto à importância das flutuações estacionais nas variâncias das séries. Em sete das 22 variáveis, a estacionalidade explica mais de 1/4 da variância total. Em 12 das variáveis, os ciclos de 12 meses explicam entre 10 e 25%, e em apenas três variáveis a contribuição é inferior a 10%. Estes resultados mostram que a construção de indicadores deve considerar a existência de movimentos importantes determinados pelas estações do ano, e tais movimentos, até certo ponto "mecânicos", devem ser isolados dos movimentos a serem previstos através de outras variáveis. O Capítulo VII, Parte II, discutirá a forma mais conveniente de isolar as flutuações estacionais das demais flutuações cíclicas.

IV

TÉCNICAS PARA MONTAGEM DE INDICADORES

4.1

As Técnicas Mais Conhecidas

Além das informações esparsas sobre o comportamento de variáveis isoladas, tais como o consumo industrial de energia elétrica e a arrecadação de impostos — critério cujas falhas já foram apontadas — existem outros métodos quantitativos mais satisfatórios e que agregam as informações contidas em inúmeras variáveis. Esses métodos se dividem em modelos estocásticos autogeradores, do tipo Box e Jenkins, e em modelos causais. No que se segue, a discussão está centrada nos modelos ditos causais. Com tais métodos causais, as variáveis, geralmente pré-escolhidas, são combinadas e relacionadas com uma determinada variável-referência, cujo comportamento futuro se pretende prever. A forma como as variáveis são agregadas e relacionadas nestes modelos causais obedece a quatro técnicas bem conhecidas na literatura econômica:

- a) indicadores do “tipo NBER”;

- b) índices de “difusão”;
- c) componentes principais; e
- d) modelos de regressão múltipla.

O National Bureau of Economic Research (NBER) desenvolveu uma técnica de predição e acompanhamento da atividade econômica através de indicadores compostos. A montagem de indicadores pelo NBER compreende cinco etapas. Em primeiro lugar, taxas mensais de variação são calculadas para cada variável que deve compor o indicador. Em seguida, as taxas de variação são divididas por médias móveis do valor absoluto das taxas. Com este artifício evita-se que as séries mais inconstantes dominem o indicador. As taxas “normalizadas” das diferentes variáveis são então agregadas segundo uma ponderação predeterminada, sendo a média ponderada das taxas “normalizadas” também dividida pela média móvel dos seus valores absolutos. Finalmente, as taxas médias de variação são acumuladas em um indicador (com base em 1967 no caso do NBER). O Capítulo VII, Parte II, discutirá detalhadamente o emprego deste método no Brasil. Diversos aperfeiçoamentos serão introduzidos na metodologia desenvolvida pelo NBER para adequá-la aos nossos interesses.

O índice de difusão para um determinado período e grupo de variáveis corresponde ao número de variáveis em crescimento, expresso como percentagem do número total das variáveis do grupo. Uma versão alternativa deste critério implica considerar a diferença entre as percentagens de variáveis em crescimento e em queda. O Centro de Estudos Industriais do IBRE, da Fundação Getúlio Vargas, vem desenvolvendo detalhadas sondagens conjunturais da produção industrial por trimestre, cujos resultados, apresentados sob a forma de índices de difusão, são publicados regularmente na revista *Conjuntura Econômica*. O Capítulo IX, Parte II, discute as vantagens e desvantagens dessa metodologia.

O critério de componentes principais vem sendo popularizado como uma forma simples de obter informações de forma resumida sobre o comportamento da atividade econômica e renda real. Sabemos que as variáveis econômicas flutuam em resposta a um grande número de efeitos. Uma parte das flutuações é explicada pelas mudanças ocorridas no mercado da variável em questão e a outra, por sua vez, pela flutuação na renda (real ou nominal) da economia e pelo comporta-

mento de variáveis agregadas. Assim, variáveis econômicas são em maior ou menor grau colineares, devido à correlação com uma variável comum (em geral o produto ou a renda da economia). O método de componentes principais identifica e quantifica este fator comum (e outros fatores comuns secundários) às diversas variáveis, que assume o papel de um indicador geral da atividade econômica. Aliás, com base no método de componentes principais, aplicado a inúmeras séries históricas disponíveis desde o século passado, foi possível estimar o comportamento do produto real do Brasil,¹ já apresentado nesse trabalho. O Capítulo X, Parte II, discute e apresenta estimativas de indicadores baseados na técnica de componentes principais.

Os três critérios acima podem parecer complicados e, até certo ponto, desnecessários. Afinal, por que simplesmente não estimar uma regressão múltipla onde a variável explicada é a variável-referência e as explicativas todas aquelas que demonstrem anteceder à explicada? Este critério é simples, imediato e não comporta maiores discussões, a não ser aquelas convencionais quanto às hipóteses implícitas no modelo de regressão. Além disto, o método de regressão é um instrumento já conhecido e fartamente utilizado pelos economistas. Argumentos deste quilate parecem óbvios, mas infelizmente encobrem os objetivos básicos da técnica de indicadores antecedentes. O que se deseja é prever pontos de reversão cíclica, e a técnica de regressão, por exemplo, pelo método dos mínimos quadrados, é um mero exercício de ajuste de uma função para que minimize os erros. Sob o ponto de vista de técnica, é pouco importante que o ajuste seja péssimo nas proximidades do ponto de reversão, desde que, no restante dos períodos, o ajuste tenha sido preciso ou com um erro pequeno. Mas o que torna diferente a técnica de indicadores é exatamente o fato de que os pontos de reversão são encarados com interesse especial. Os critérios de construção de indicadores antecedentes procuram inclusive maximizar o uso das informações relativas aos pontos de reversão. Conseqüentemente, os modelos de regressão múltipla, apesar das preferências que gozam entre os economistas, seriam de pouco valor para prever as reversões cíclicas.

¹ Contador e Haddad, *op. cit.*

A técnica de regressão é também utilizada em modelos macroeconômicos com várias equações, às vezes estimadas simultaneamente. Tais modelos são úteis para a formulação da política econômica quanto à escolha de valores para instrumentos, consistência entre objetivos, etc. Contudo, aceita-se que o desempenho destes modelos em prever as reversões cíclicas é geralmente modesto e inferior ao de outras técnicas menos onerosas e de manipulação mais fácil. Além disto, os dados são anuais, semestrais ou, no máximo, trimestrais, o que limita seu emprego no acompanhamento conjuntural e nos processos de previsão para horizontes mais curtos.

Já existem vários modelos disponíveis para a economia brasileira,² e novos experimentos estão sendo realizados a cada dia. A discussão dos modelos existentes seria longa e fora dos objetivos deste trabalho. Naturalmente, seria útil confrontar o desempenho preditivo dos modelos macroeconômicos com outras técnicas de previsão, mas este aspecto terá que ser abordado em um estudo específico.

Por uma série de razões que serão plenamente esclarecidas na Parte II deste estudo, uma versão aperfeiçoada da metodologia desenvolvida pelo National Bureau of Economic Research provou ser a mais adequada aos nossos objetivos. A simplicidade nos cálculos e a rapidez na obtenção de novas estimativas foram fortes argumentos para a escolha desta metodologia. Maiores detalhes são fornecidos no Capítulo VI, Parte II.

² Exemplos de modelos econométricos aplicados à economia brasileira podem ser encontrados em G. Sahota, *Brazilian Economic Policy: An Optimal Control Theory Analysis* (New York: Praeger Pub., 1975); "Brazilian Model Version II" (Wharton Econometric Forecasting Associates, Inc., 1975), mimeo.; J. Behran e L. Klein, "Econometric Growth Models for the Developing Economy", in W. Eltis et al., *Induction Growth and Trade: Essays in Honour of Sir Roy Harrod* (Oxford, 1970); B. A. de Vries e J. C. Liu, "An Econometric Analysis of Inflation and Growth in Brazil", apresentado na Reunião da Econometric Society (New York, dezembro de 1969), mimeo.; Antonio Carlos Longrubert. "O Modelo Econométrico de St. Louis Aplicado ao Brasil: Resultados Preliminares", in *Ensaio Econômicos da EPGE*, n.º 18/1975; James A. de Souza e Jorge V. Monteiro, "Models of the Brazilian Economy"; e T. H. Naylor, M. Shubik, M. Fioravante e I. A. S. Ibrahim, "A Simulation Model of the Economy of Brazil", ambos em Nancy D. Ruggles (ed.), *The Role of the Computer in Economic and Social Research in Latin America* (New York: Columbia University Press para NBER, 1974).

A montagem de indicadores do tipo NBER obedece a seis etapas:

1 – Variáveis são expressas em taxas de crescimento nos últimos 12 meses. Variáveis nominais são previamente deflacionadas antes do cálculo das taxas de variação.

2 – Correlogramas entre a variável-referência e cada uma das demais variáveis são utilizados para classificá-las em antecedentes, coincidentes e retardadas.

3 – As variáveis, expressas em taxas de variação, são normalizadas, pela sua média e desvio-padrão.

4 – Após a seleção das variáveis que devem compor os indicadores, as taxas normalizadas são ponderadas pela maior correlação encontrada em cada correlograma.

5 – O resultado da soma ponderada das taxas normalizadas corresponde aproximadamente a uma variável normal. A soma ponderada é então “desnormalizada”, utilizando-se a média e o desvio-padrão da variável-referência.

6 – O índice assim obtido corresponde a um indicador antecedente, coincidente ou retardado, se formado por séries antecedentes, coincidentes ou retardadas em relação à variável-referência.

4.2

Indicadores Antecedentes para Produto e Emprego Industrial

As variáveis agregadas de maior interesse para o acompanhamento e previsão seriam a produção real, o nível de emprego e a taxa de inflação. Dos três setores que compõem o Produto Nacional, a Indústria e, secundariamente, os Serviços são os mais propícios para o uso de indicadores antecedentes. Por ora, há interesse em estudar os movimentos cíclicos apenas do Setor Industrial. O Setor Agropecuário é importante, mas, infelizmente, dois tipos de dificuldades limitam a análise do seu comportamento a curto prazo.

Em primeiro lugar, as decisões de produção e de emprego de fatores são tomadas com intervalos bem maiores do que na Indústria. A rigidez estacional na época do plantio, na duração das culturas e na colheita impõe que as decisões sejam tomadas em épocas certas do ano, e daí até a colheita pouco ou nada pode ser feito para alterar o tipo do produto e, às vezes, até o volume produzido. Também os efeitos externos não controláveis, sob a forma de pragas, clima, chuvas em épocas determinadas, fazem com que, no decorrer do processo produtivo, a atitude do homem seja muito mais contemplativa e passiva do que no caso da Indústria.

Em segundo lugar, as variáveis que afetam as decisões do processo produtivo na Agricultura são distintas daquelas na Indústria, ou seja, a maioria das variáveis que devem compor indicadores para a Agricultura difere daquelas empregadas nos indicadores para a Indústria. Infelizmente, há sérias dificuldades para identificação, coleta a intervalos curtos e obtenção dessas variáveis. Por todos esses motivos, preferimos concentrar-nos no exame das flutuações cíclicas na Indústria.

Indicadores mensais serão montados para variáveis que retratam dois fenômenos interligados: emprego e produto. Como variável-referência para o nível do emprego industrial foi escolhida a série construída pelo Departamento de Documentação, Estatística, Cadastro e Informações Industriais (DECAD), da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP-CIESP), para a região da Grande São Paulo, com informações disponíveis desde 1965. Para o produto industrial foram adotadas as estatísticas levantadas desde 1969 pela Fundação IBGE, em três níveis de agregação: uma série agregada para o Brasil, cinco séries de produto industrial agregadas para cinco Estados (Pernambuco, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo e Rio Grande do Sul) e 15 séries agregadas por setores (Alimentos, Bebidas, Borracha, Fumo, Material Elétrico e de Comunicações, Material de Transporte, Matéria Plástica, Mecânica, Metalurgia, Minerais Não-Metálicos, Papel e Papelão, Perfumaria, Sabões e Velas, Química, Têxtil e Vestuário, Calçados e Artefatos).

Indicadores agregados despertam maior interesse para previsões, e por este motivo serão apresentadas a composição, os pesos e as estimativas do indicador industrial para o Brasil. O exame empírico mostrou que a série do produto industrial

para o Brasil como um todo tem uma estreita conformidade com os movimentos do produto industrial para São Paulo. Na ocasião em que se discutiu o efeito da estacionalidade nos movimentos cíclicos tivemos oportunidade de salientar este ponto, inclusive graficamente na Figura III.6. Por este motivo o mesmo indicador retratará o comportamento do produto industrial no Brasil e em São Paulo. O Capítulo VII, Parte II, apresentará indicadores específicos para regiões e ramos de atividades.

A análise de correlogramas (não reproduzidos) permitiu concluir que existem 38 variáveis antecedentes ao emprego industrial e 32 ao produto industrial agregado. O compromisso entre o valor das correlações, o número de meses de avanço e o bom senso reduziu para 11 e 14 o número de variáveis que compõem os indicadores antecedentes para o emprego e para o produto industrial, respectivamente. A Tabela IV.1 reproduz a composição e demais informações relevantes sobre o indicador antecedente para o produto industrial real no Brasil (também válido para São Paulo, uma vez que ambos são formados pelas mesmas séries, com os mesmos avanços e quase idênticas correlações). O avanço médio, definido por um processo de ponderação que será explicado no Capítulo VII, Parte II, foi estimado entre cinco e seis meses, enquanto o indicador preliminar construído anteriormente³ apresentava um avanço médio pouco superior a dois meses. O indicador é formado por variáveis correspondentes a decisões de investimentos em novas construções, comportamento da indústria têxtil, exportações de produtos manufaturados, condições de crédito e solvência do setor privado, produção de laminados, oferta de emprego para técnicos, despesas governamentais e oferta da moeda. Esta composição difere substancialmente daquela adotada nas primeiras estimativas do indicador antecedente, publicado pelo IPEA. Apenas três variáveis são comuns: o índice de oferta de emprego técnico, a área licenciada para edificações não-residenciais e o valor

³ Contador, "Indicadores da Atividade...", *op. cit.* A rigor, não haveria sentido em comparar a composição dos dois indicadores antecedentes, uma vez que as variáveis-referência são distintas. Contudo, as conclusões se mantêm inalteradas quando repetimos os experimentos para o índice de produção industrial, no Estado de São Paulo (a variável-referência do estudo anterior).

TABELA IV. 1

COMPOSIÇÃO DO INDICADOR ANTECEDENTE:
PRODUÇÃO INDUSTRIAL AGREGADA

N.º	Variáveis Escolhidas	Média ^a	Desvio- Padrão ^b	Correlação com a Variável-Referência ^b	Avanço em Meses ^c
1	Área Licenciada p/Edificações Não-Residenciais	0,1415	0,3717	0,308	9-10
2	Área Licenciada p/Edificações Residenciais	0,0321	0,2053	0,421	9
3	Valor Real da Produção da Indústria Têxtil	0,0448	0,0745	0,709	9-10
4	Financiamento e Refinanciamento Imobiliário ^a	0,3005	0,1035	0,478	8
5	Despesa Total na Execução Financeira do Tesouro Nacional ^a	0,1717	0,2224	0,431	8
6	Redesconto nos Bancos Comerciais — Manufaturas ^d	0,2980	0,2326	0,088	7
7	Exportações Brasileiras — Outros Produtos (em US\$)	0,3511	0,3554	0,545	7
8	Valor dos Cheques Compensados ^d	0,2879	0,1658	0,587	6
9	Total de Consultas p/Vendas a Prazo (São Paulo)	0,0303	0,2205	0,003	6
10	Empréstimos por Aceite Cambial ^d	0,2760	0,1532	0,561	5
11	Produção de Laminados — Total	0,0744	0,0815	0,873	4
12	Valor dos Títulos Protestados (São Paulo) ^d	0,2662	0,3507	-0,547	4
13	Oferta de Emprego para Técnicos (Grande São Paulo)	0,2314	0,2646	0,715	2
14	Oferta de Moeda — Conceito M ₂ e	0,1924	0,1075	0,628	2

^a Média e desvio-padrão da taxa de crescimento em 12 meses.

^b Variável-Referência: Índices do Valor Real da Produção Industrial, coletado pela Fundação IBGE. Todas as correlações são significativamente diferentes de zero a um nível de 1% ou mais.

^c O avanço médio ponderado é igual a 5,6 meses.

^d Variável deflacionada pelo Índice Geral de Preços — Disponibilidade Interna.

^e Papel-moeda em poder do público, mais total dos depósitos à vista, mais certificados de depósitos, mais saldo de cadernetas de poupança.

real dos empréstimos por aceite cambial. A Figura IV.2 compara as estimativas do indicador antecedente com a taxa de variação nos últimos 12 meses do índice de produção real do produto industrial agregado. Infelizmente, a série mensal do produto industrial estimada com base nos levantamentos do IBGE é curta e só permite a identificação cronológica de duas reversões cíclicas: uma em outubro de 1973, quando as taxas de crescimento começaram a declinar, e outra em março de 1975, quando as mesmas taxas começaram a crescer. As estimativas do indicador antecedente mostram uma cronologia perfeita no caso da reversão em março de 1975, mas revela a reversão cíclica de outubro de 1973 dois meses antes da sua ocorrência. Não existem evidências de que o indicador tenha fornecido "falsos sinais" ou omitido pontos de reversão de ciclos importantes. Naturalmente, a experiência é ainda modesta, e as qualidades do indicador deverão passar por testes mais decisivos no futuro. Para complementar os detalhes, as estimativas do indicador do produto industrial são reproduzidas na Tabela IV.2.

A Tabela IV.3 apresenta a composição e demais informações estatísticas do indicador antecedente para o emprego industrial em São Paulo. Este indicador é formado por 11 variáveis, sendo que oito também figuraram no indicador do produto industrial, embora com avanços e pesos diferentes. O avanço médio é superior a seis meses. A Figura IV.2 oferece uma comparação visual do indicador com as flutuações observadas no nível de emprego industrial. O indicador reproduz com fidelidade bastante satisfatória o comportamento cíclico da variável-referência. A série disponível do índice de emprego permite identificar seis reversões cíclicas desde 1966: em julho de 1966, em junho de 1967, em novembro de 1968, em março de 1970, em novembro de 1973 e em abril de 1975. A cronologia das duas últimas reversões é aproximada às datas das reversões no produto industrial. A Figura IV.2 demonstra de forma bem nítida a qualidade preditiva *ex-post* de nossas estimativas. O indicador antecedente capta com grande exatidão as reversões, com a única exceção no caso da mudança da fase cíclica em novembro de 1973, com sinal pouco nítido no indicador. O formato geral do comportamento das duas séries na Figura IV.2 é bastante semelhante. A Tabela IV.4 lista as estimativas do indicador de emprego industrial.

FIGURA IV-1

PRODUÇÃO INDUSTRIAL DO BRASIL: COMPARAÇÃO ENTRE O CRESCIMENTO DO ÍNDICE EFETIVO E AS ESTIMATIVAS DO INDICADOR ANTECEDENTE



TABELA IV.2

PRODUÇÃO INDUSTRIAL NO BRASIL: INDICADOR
ANTECEDENTE EM TAXAS ANUAIS ^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maió	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966	15,1	15,2	10,4	-11,8	-10,5	- 5,5
1967	-16,6	-31,5	-18,6	-15,6	-20,7	-21,4	-8,8	-17,7	- 9,8	- 9,7	8,8	- 4,0
1968	8,5	10,3	18,7	19,5	22,2	32,5	30,9	28,6	26,5	16,8	16,5	18,2
1969	18,5	20,7	16,3	13,9	10,4	11,8	6,8	8,9	0,8	8,4	3,8	7,7
1970	12,9	10,2	9,0	7,5	- 1,0	- 4,5	4,4	3,1	7,7	11,3	- 5,9	- 2,1
1971	- 5,0	2,4	7,1	- 1,6	8,7	4,0	9,5	11,2	8,3	2,6	5,3	10,0
1972	5,0	11,5	11,2	9,4	2,7	13,4	5,1	9,7	5,0	6,1	14,2	10,1
1973	13,6	15,2	7,7	15,1	16,8	13,4	21,8	18,2	20,3	19,5	14,9	11,7
1974	13,4	7,8	15,1	15,5	9,8	5,1	1,6	-3,3	- 4,3	- 5,4	- 8,2	-10,5
1975	- 9,7	- 9,3	-11,8	-10,9	- 9,4	- 5,2	- 5,6	- 1,8	- 2,8	2,9	4,7	5,2
1976	5,0	7,6	12,1	8,5	7,0	12,3	16,4	7,6	9,8	6,7	7,9	11,0

^a Com dimensão aproximada à do crescimento anual da variável-referência.

TABELA IV.3

**COMPOSIÇÃO DO INDICADOR ANTECEDENTE:
EMPREGO INDUSTRIAL EM SÃO PAULO**

N.º	Variáveis Escolhidas	Média ^a	Desvio- Padrão ^a	Correlação com a Variável- Referência ^b	Avanço em Mês ^c
1	Financiamento e Refinanciamento Imobiliário	0,3085	0,1085	0,494	10
2	Valor de Títulos Protestados (São Paulo)	0,2662	0,3507	-0,639	10
3	Redesconto dos Bancos Comerciais — Manufaturas	0,2780	0,2326	0,599	10
4	Consultas para Vendas a Prazo (São Paulo)	0,0303	0,2295	0,837	9
5	Valor Real da Produção Têxtil	0,0448	0,0745	0,715	9
6	Vendas de Aparelhos Eletrodomésticos	0,1713	0,1966	0,472	9
7	Produção de Laminados — Total	0,0744	0,0815	0,856	8
8	Valor Real da Produção da Indústria de Alimentos	0,0856	0,0751	0,451	8
9	Área Licenciada para Edificações Residenciais	0,0321	0,2953	0,326	8
10	Empréstimos por Aceites Cambiais ^d	0,2760	0,1532	0,728	7
11	Valor Real da Produção da Indústria Química	0,1742	0,1050	0,701	6

^a Veja notações da Tabela IV.1.

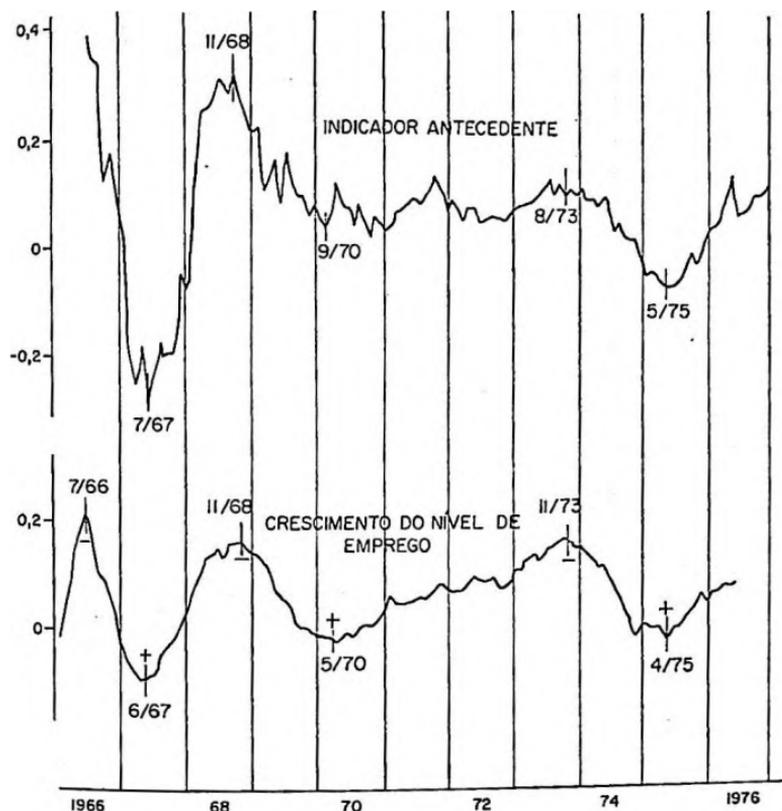
^b Variável-Referência: Índice de Emprego Industrial em São Paulo.

^c Avanço médio estimado em 6,6 meses.

^d Veja notações na Tabela IV.1.

FIGURA IV.2

EMPREGO INDUSTRIAL EM SÃO PAULO : COMPARAÇÃO ENTRE O CRESCIMENTO DO ÍNDICE EFETIVO E AS ESTIMATIVAS DO INDICADOR ANTECEDENTE



Uma rápida análise da cronologia dos ciclos de pequena duração entre 1966 e 1976 mostra que os erros cometidos pelos indicadores podem ser considerados pequenos. A Tabela IV.5 reproduz as datas de reversão obtidas com os indicadores antecedentes e os índices de produção real e de emprego industrial. Assim, a fase de expansão entre 1970 e 1973 iniciou-se em maio de 1970, segundo as informações sobre emprego, ou em janeiro de 1971, segundo os dados de produção real. Os

TABELA IV.4

NÍVEL DE EMPREGO INDUSTRIAL EM SÃO PAULO:
INDICADOR ANTECEDENTE EM TAXAS ANUAIS^a

Ano	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maior	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966	30,0	22,3	17,2
1967	9,1	0,2	- 8,7	- 20,5	- 25,5	- 17,9	- 27,6	- 22,6	- 17,5	- 20,4	- 20,0	- 18,6
1968	- 5,3	- 7,9	3,0	17,3	24,6	25,2	28,3	30,5	29,5	28,0	31,9	27,9
1969	21,8	21,3	21,5	10,2	12,0	15,6	7,6	16,8	12,2	9,2	8,7	5,6
1970	6,9	5,4	2,9	4,7	11,7	7,0	7,0	3,8	7,0	5,4	0,3	5,2
1971	4,2	3,3	4,1	6,0	6,8	7,8	8,6	8,0	8,7	9,2	12,6	10,0
1972	6,4	8,3	7,3	4,4	7,0	7,4	4,1	5,0	5,4	5,2	5,5	4,8
1973	6,8	6,9	7,2	7,5	8,1	8,9	9,9	12,0	9,1	10,7	8,9	10,1
1974	9,3	10,0	7,6	7,7	7,4	8,3	8,7	3,4	3,7	1,5	1,0	1,2
1975	- 0,9	- 5,9	- 5,3	- 5,3	- 7,3	- 8,5	- 7,8	- 6,7	- 4,8	- 2,6	- 2,0	- 3,0
1976	- 1,5	2,9	3,0	4,2	6,1	9,9	6,5	6,1	8,8	9,5	11,7	8,8 ^b

^a Com dimensão aproximada à do crescimento anual da variável-referência.^b Provisório.

indicadores assinalaram o início da expansão, respectivamente, em novembro de 1970, com um erro de cinco meses, e em novembro de 1970, com um erro por antecipação de dois meses. Para o ciclo seguinte, a fase de contração da atividade

TABELA IV.5

CRONOLOGIA DOS PONTOS DE REVERSÃO CÍCLICA DO PRODUTO E EMPREGO INDUSTRIAL: PERÍODO 1966/75

Reversão	Produto Industrial				Emprego Industrial		
	FGV ^a	IBGE ^b	Indicador ^c	Erro na Previsão ^d	DECAD ^e	Indicador ^f	Erro na Previsão ^g
1	1966 ^{-h}	Julho/66-		
2	1967 ⁺ⁱ	...	Maior/67 ⁺	...	Junho/67 ⁺	Julho/67 ⁺	-1
3	1968 ^{-j}	...	Junho/68 ⁻	...	Nov./68 ⁻	Nov./68 ⁻	0
4	...	Jan./71 ⁺	Nov./70 ⁺	+2	Maior/70 ⁺	Nov./70 ⁺	-5
5	...	Out./73 ⁻	Julho/73 ⁻	+3	Nov./73 ⁻	Ago./73 ⁻	+3
6	1975 ^l	Mar./75 ⁺	Março/75 ⁺	0	Abril/75 ⁺	Maior/75 ⁺	-1

Pontos de reversão indicados por sinais de + (expansão) e - (contração).

^a Segundo a taxa anual de crescimento da Indústria, agregada para o Brasil, estimada pelo Centro de Contas Nacionais da FGV.

^b Segundo a taxa de crescimento nos últimos 12 meses do valor real da Produção Industrial do Brasil, coletada pela Fundação IBGE.

^c Segundo a taxa de crescimento nos últimos 12 meses do indicador antecedente, listado na Tabela IV.2.

^d Diferença em meses entre as datas de reversão apontadas pelos dados do IBGE e do indicador antecedente. Um valor positivo (negativo) indica que as estimativas do indicador erraram por antecipação (atraso) a data da reversão.

^e Segundo a taxa de crescimento nos últimos 12 meses do índice de emprego industrial em São Paulo, coletado pelo DECAD/FIESP.

^f Indicador antecedente listado na Tabela IV.4.

^g Diferença em meses entre as datas de reversão apontadas pelos dados do DECAD/FIESP e do indicador antecedente.

^h Taxa de crescimento anual estimada em 11,7%.

ⁱ *Idem*, 3,0%.

^j *Idem*, 15,5%.

^l *Idem*, 4,2%.

industrial de 1973 a 1975 tem sua cronologia assinalada em outubro e novembro de 1973, segundo os dados de produção e de emprego, respectivamente. Por sua vez, os indicadores antecedentes apresentam um erro de antecipação de cerca de três meses.

Finalmente, a fase mais recente de recuperação da atividade industrial em 1975 teve a sua cronologia prevista sem erro, no caso do produto real, e com erro de um mês, no caso do emprego industrial. É importante enfatizar que informações deste quilate são disponíveis com uma antecedência média entre cinco e seis meses, vale dizer, os indícios da reversão cíclica ocorrida em março/abril de 1975 poderiam ter sido previstos em outubro/novembro de 1974.

Estimativas *ex-post* são, entretanto, de pouca valia para qualificar o desempenho preditivo de indicadores antecedentes. Também, o fato de mostrar uma aderência ao que já ocorreu pouco compromete o autor das previsões. Apesar de consciente de possíveis erros resultantes de um trabalho ainda a ser aperfeiçoado, a seção seguinte fornece uma visão futurista do que os indicadores antecedentes de produto e emprego industrial prevêem para 1977.

4.3 Os Prognósticos para 1977

Informações coletadas até novembro de 1976 permitem-nos fazer algumas previsões do crescimento do produto e do emprego em 1977. As hipóteses implícitas em tais previsões seriam idênticas às que nortearam o nosso estudo: de que a estrutura de avanços e correlações que vigorou no passado permaneça válida para o futuro próximo.

Entretanto, existem sérias razões para acreditarmos que a conjuntura em 1977, e possivelmente também em 1978, deva ser encarada de maneira especial. A necessidade de corrigir os *deficits* do Balanço de Pagamento, de limitar ou tornar negativo o crescimento da dívida externa e de reduzir as pres-

sões inflacionárias indicam que o ritmo de crescimento econômico terá que ser momentaneamente sacrificado para atender a estas novas prioridades. Medidas políticas restritivas foram adotadas em 1976 e ainda o serão, e com mais vigor, em 1977, a fim de reduzir as pressões da demanda agregada.

Nas condições acima, é natural que qualquer previsão para 1977 tenha que considerar as claras intenções de o Governo utilizar o elenco de instrumentos monetários e fiscais a seu dispor para encaminhar a economia para o rumo desejado. Mais ainda, a premência em limitar o crescimento da demanda agregada mostra que a atuação da política econômica deve ser muito mais severa que no passado, possivelmente com retardos também mais curtos. Mesmo assim, preferimos não introduzir "correções" nas previsões para 1977, que se seguem.

A Tabela IV.6 mostra os valores dos indicadores antecedentes para o produto e o emprego industrial em 1976, com os valores extraídos das Tabelas IV.2 e IV.4, e estimativas preliminares para parte de 1977. É interessante notar que o indicador antecedente havia previsto um crescimento anual de 9,3% para o produto industrial, e as primeiras estimativas oficiais apontam uma taxa de 10,5% para o crescimento da Indústria de Transformação em 1976. As nossas previsões são, portanto, bastante razoáveis. Para o emprego industrial, o indicador assinala um crescimento de 6,3%, mas infelizmente não dispomos por enquanto de dados oficiais completos para o ano findo.

Contudo, o principal destino da técnica de indicadores antecedentes não é a previsão de taxas anuais de crescimento. Sabemos mesmo que os níveis assumidos pelo indicador não correspondem necessariamente aos níveis verdadeiros da variável-referência que se pretende prever. É exigido apenas que o indicador preveja com relativo acerto as oscilações futuras e, principalmente, as reversões cíclicas.

As estimativas preliminares para 1977, fornecidas na Tabela IV.6, são reproduzidas na Figura IV.3. No eixo horizontal, as notações 1, 4, 7 e 10 referem-se aos meses de janeiro, abril, julho e outubro. A julgar pelas estimativas parciais, em

TABELA IV.6

**PRODUTO E EMPREGO INDUSTRIAL: ESTIMATIVAS
SEGUNDO INDICADORES ANTECEDENTES — TAXAS
DE CRESCIMENTO EM 12 MESES**

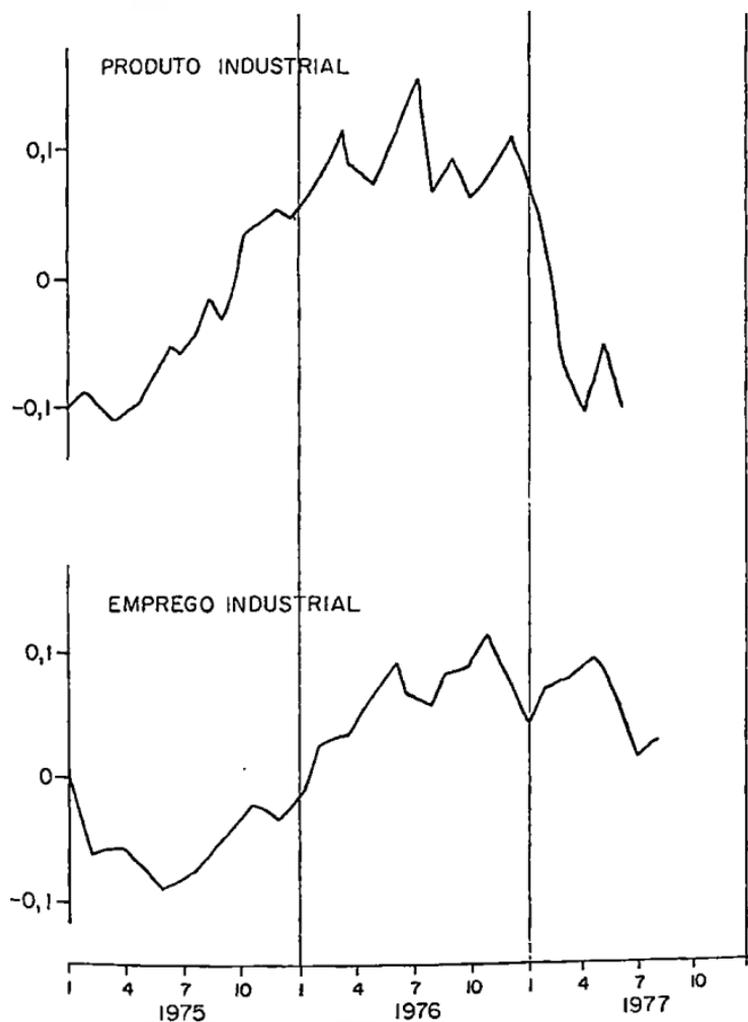
	Produto Industrial Agregado	Emprego Industrial em São Paulo
1976 — Média	9,3 ^a	6,3 ^a
Julho	16,4	6,5
Agosto	7,6	6,1
Setembro	9,8	8,8
Outubro	6,7	9,5
Novembro	7,9	11,7
Dezembro	11,6	8,8
1977		
Janeiro	8,4	4,2 ^a
Fevereiro	2,3 ^a	7,2 ^a
Março	— 7,3 ^a	7,9 ^a
Abril	—10,4 ^a	8,7 ^a
Maior	— 4,9 ^a	9,4 ^a
Junho	— 9,9 ^a	6,6 ^a
Julho	...	2,1 ^a
Agosto	...	2,7 ^a

^a Estimativa parcial.

novembro de 1976 tivemos uma reversão cíclica no produto industrial, quando as taxas de crescimento anual tornaram-se decrescentes. Este resultado parece razoável levando-se em conta as medidas restritivas tomadas em 1975 e 1976. Para o emprego industrial, as indicações são menos claras. Considerando que a experiência passada forneceu fortes indícios de que o nível do emprego atrasa-se em relação ao produto, poderíamos arriscar a previsão de que a reversão cíclica no emprego ocorreu provavelmente em janeiro de 1977.

FIGURA IV - 3

PRODUTO E EMPREGO INDUSTRIAL : PROGNÓSTICOS COM INDICADORES ANTECEDENTES



É possível que as previsões acima venham a ser desmentidas pelas apurações estatísticas. Em princípio, parecem ser satisfatórias e coerentes com a realidade que presenciamos. Possíveis erros, entretanto, não devem desqualificar a técnica de previsão adotada. Conforme veremos mais tarde, o desempenho preditivo de um indicador não deve ser julgado por uma experiência apenas. E, se for o caso, a identificação dos fatores que conduziram à previsão errada servirá para aperfeiçoar a técnica.

V

COMENTÁRIOS FINAIS E CONCLUSÕES

Este estudo versou sobre a construção de indicadores econômicos, com o objetivo de reduzir as incertezas futuras que cercam a formulação da política econômica no Brasil. Naturalmente, o esquema sugerido não está, como nenhum outro, isento de erros, mas o risco assumido será tanto menor quanto maior nosso conhecimento das circunstâncias que influenciaram os ciclos no passado. Com este objetivo, foram examinadas as evidências de que se dispõe sobre os ciclos econômicos mais importantes no passado recente.

Os indicadores antecedentes construídos para produção e emprego industrial resultaram de uma análise em mais de 80 séries econômicas com periodicidade mensal. Aparentemente, o período examinado é relativamente curto, com as séries mais longas abrangendo o passado desde 1965. Mas as profundas modificações ocorridas no desempenho da economia brasileira nas duas últimas décadas sugerem que os mecanismos de causalidade e determinismo entre as variáveis econômicas devem ter-se alterado profundamente. Assim, o passado muito distante seria de pouca valia para apontar as relações e mecanismos econômicos mais atuantes no presente e no futuro.

Foi visto que, na década examinada, o crescimento econômico não se processou a taxas estáveis no Brasil. No decorrer do estudo ficou patente a existência de períodos de crescimento acelerado, seguidos de outros mais modestos, que por sua vez foram acompanhados de taxas novamente intensas de expansão. No passado mais próximo, foram apontadas reversões cíclicas no produto e no emprego industrial em julho de 1966, maio/junho de 1967, novembro de 1968, novembro de 1970, outubro/novembro de 1973, março/abril de 1975 e, mais recentemente, uma reversão em outubro/novembro de 1976.

Seria possível estender a análise para identificar ciclos anteriores a 1965, mas a carência de estatísticas, as dificuldades em obter séries uniformes das variáveis necessárias e a própria utilidade da tentativa mostraram que tal empreendimento teria um elevado preço em termos de tempo e gastos de computação. Ainda assim, procuramos fornecer uma visão histórica dos ciclos econômicos mais importantes e de maior duração que atingiram a economia brasileira no último século. O fato de estes últimos dados serem anuais, e sabidamente de pior qualidade do que os disponíveis atualmente, sugere que a cronologia e a amplitude dos ciclos neste último século são meramente aproximadas. Ainda assim, o confronto com fatos e registros históricos mostrou que as nossas estimativas identificam com razoável precisão os ciclos econômicos mais importantes. Esta parte da pesquisa é de interesse fundamental para os historiadores econômicos.

Mas a pesquisa não pretendeu ser meramente descritiva de eventos e ciclos passados. Na verdade, o objetivo central do estudo foi apresentar e testar um instrumental valioso para a política econômica. Uma vez que os indicadores antecedentes procuram fornecer os primeiros indícios da proximidade de uma reversão cíclica, com base neste conhecimento os mentores da política econômica podem precaver-se quanto ao curso da economia.

A metodologia adotada na montagem dos indicadores obedeceu, em linhas gerais, à técnica empregada com relativo sucesso pelo National Bureau of Economic Research dos Estados Unidos. O avanço médio dos indicadores oscilou entre cinco e sete meses.

O desempenho dos indicadores, ao apontar as reversões cíclicas mais relevantes, pode ser considerado muito bom. A capacidade preditiva dos indicadores foi examinada sob duas

óticas. Primeiro, se de fato prevê com acerto as reversões cíclicas. Os indicadores antecedentes para o produto e o emprego industrial mostraram com exatidão o mesmo comportamento cíclico das variáveis-referência que se propunham prever. A segunda característica necessária para julgar a qualidade preditiva é o seu acerto na cronologia das reversões cíclicas. Embora com algumas falhas, os indicadores construídos demonstraram acerto satisfatório na data das reversões cíclicas mais recentes. Resta confirmar as previsões para 1977, marcadas por uma queda no ritmo de crescimento pelo menos até junho.

A Parte II da publicação descreve os detalhes técnicos da construção de indicadores de atividade. Conforme mencionado na Introdução, nesta Parte I evitamos a exposição quantitativa do tema, sem prejudicar o rigor técnico. Os leitores interessados em detalhes técnicos encontrarão, na Parte II, as informações que desejarem.

PARTE II

OS DETALHES METODOLÓGICOS

VI

AS INFORMAÇÕES ESTATÍSTICAS BÁSICAS

A montagem de técnicas de previsão da atividade econômica exige a manipulação de grande número de variáveis. Além disto, para cumprir seus objetivos é necessário que as informações estatísticas relevantes estejam disponíveis com o mínimo de atraso e que apresentem o menor erro possível. No caso brasileiro, existem dificuldades em ambas as condições. Em primeiro lugar, as principais variáveis selecionadas apresentaram um retardo médio de um a dois meses, para as séries monetárias, a mais de três meses na maioria das séries e até quase um ano para os dados de investimentos em novas construções. Parte do atraso pode ser compensado pelo avanço das variáveis em relação ao que se pretende prever, mas o horizonte da previsão é seriamente sacrificado.

A qualidade das estatísticas pode em geral comprometer a validade e as conclusões de trabalhos empíricos no Brasil. Os erros de medida em dados estatísticos são de três tipos: erro no nível médio da variável, um componente aleatório resultante de imperfeições no processo de apuração estatística e erros no comportamento geral da variável. Uma vez que as variáveis são expressas em taxas de variação antes da sua agregação em

um indicador, o primeiro tipo de erro torna-se pouco importante. Além disso, no processo de agregação com outras variáveis, o segundo tipo de erro tende a reduzir-se. Restaria o erro no formato das flutuações das séries, mas o sistema de coleta estatística no Brasil são menos propensos a tal nível de imperfeição. Portanto, apesar das deficiências nas estatísticas brasileiras, podemos admitir que indicadores compostos sejam menos sensíveis a erros nas variáveis componentes do que sistemas de previsão baseados em uma única ou em poucas séries econômicas.

A Tabela VI.1 lista 22 variáveis-referência para regiões e ramos de indústria. Indicadores antecedentes para duas delas (produção agregada e emprego industrial) foram discutidos no Capítulo IV, Parte I. A técnica então escolhida foi a de indicadores do tipo NBER. Devido à sua importância, as mesmas séries serão mantidas como variáveis-referência em outras técnicas de indicadores.

Uma busca exaustiva permitiu reunir informações mensais sobre mais de 60 variáveis julgadas importantes para a explicação dos movimentos das variáveis-referência. A Tabela VI.2 apresenta a lista destas variáveis. Dificuldades das mais diversas foram enfrentadas no levantamento das séries. Muitas vezes ocorreram mudanças nos conceitos, o que veio a exigir esforços adicionais para tornar consistente no tempo várias séries históricas. O atraso na disponibilidade da informação estatística foi também motivo de preocupação, mormente na fase de revisão e atualização dos indicadores. Quando necessário, algumas variáveis-referência foram usadas como explicativas de outras. Antes da estimação dos correlogramas para qualificar as variáveis em antecedentes, coincidentes e retardadas, as variáveis expressas em valores nominais foram deflacionadas pelo Índice de Preços por Atacado, Disponibilidade Interna.

Para a grande maioria das variáveis, o processo de deflacionamento ampliou as flutuações estacionais, fato que pode distorcer os correlogramas. Entretanto, o "filtro" descrito mais adiante demonstrou ser bastante eficiente para eliminar ou amortecer a estacionalidade.* Apenas como ilustração, a Figura VI.1 reúne alguns exemplos dos efeitos do deflaciona-

* Para uma discussão pioneira, e inclusive mais ampla, sobre os efeitos de desestacionalização de variáveis, consulte Marc Nerlove, *op. cit.*, pp. 241-286.

TABELA VI.1

LISTA DE VARIÁVEIS-REFERÊNCIA

N.º	Variáveis
1	Emprego Industrial (Estado de São Paulo) ^{a, c}
2	Índice de Produção Industrial Real (Brasil) ^{b, c}
3	<i>Idem</i> (Pernambuco) ^b
4	<i>Idem</i> (Minas Gerais) ^b
5	<i>Idem</i> (Rio de Janeiro) ^b
6	<i>Idem</i> (São Paulo) ^b
7	<i>Idem</i> (Rio Grande do Sul) ^b
8	Índice de Produção Real da Indústria de Alimentos ^a
9	<i>Idem</i> , Bebidas ^b
10	<i>Idem</i> , Borracha ^b
11	<i>Idem</i> , Fumo ^b
12	<i>Idem</i> , Material Elétrico e de Comunicações ^b
13	<i>Idem</i> , Material de Transporte ^b
14	<i>Idem</i> , Matéria Plástica ^b
15	<i>Idem</i> , Mecânica ^b
16	<i>Idem</i> , Metalurgia ^b
17	<i>Idem</i> , Minerais Não-Metálicos ^b
18	<i>Idem</i> , Papel e Papelão ^b
19	<i>Idem</i> , Perfumaria, Sabões e Velas ^b
20	<i>Idem</i> , Química ^b
21	<i>Idem</i> , Têxtil
22	<i>Idem</i> , Vestuário, Calçados e Artefatos ^b

^a Coletada pelo Departamento de Documentação, Estatística, Cadastro e Informações Industriais (DECAD), da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP), Centro das Indústrias do Estado de São Paulo (CIESP). Publicada no *Boletim de Dados Conjunturais do Sistema Estadual de Análise de Dados Estatísticos* (SEADE), da Secretaria de Economia e Planejamento do Estado de São Paulo (SEPLAN).

^b Coletada pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

^c Veja Capítulo IV, Seção 4.2, Parte I.

TABELA VI.2
LISTA DAS VARIÁVEIS QUE COMPÕEM OS
INDICADORES

N.º	Variáveis	Coletado por	Publicado em	Disponível desde
1	Produção de Autoveículos	ANFAVEA	CE, BDC	jan./1961
2	Produção de Tratores	ANFAVEA	CE, BDC	jan./1972
3	Produção de Cimento (<i>Portland Comum</i>)	SNIC	CE, BDC	jan./1961
4	Produção de Aço em Lingotes	IBS	CE, BDC	jan./1961
5	Produção de Laminados	IBS	CE, BDC	jan./1969
6	Produção de Minério de Manganes	CVRD/ICOMI	CE	jan./1966
7	Produção de Minério de Ferro	CVRD/ICOMI	CE	jan./1966
8	Produção de Coque	IBS	CE, BDC	jan./1970
9	Produção de Ferro-Gusa	IBS	CE, BDC	jan./1970
10	Produção de Sinter	IBS	CE, BDC	jan./1960
11	Consumo Industrial de Energia Elétrica (Rio-São Paulo)	LIGHT	CE	jan./1960
12	Consumo de Óleo Diesel	SHELL	...	jan./1965
13	Consumo de Borracha (São Paulo)	SIPSP	PC, BDC	jan./1968
14	Vendas de Aparelhos Eletrônicos Domésticos	ABINTEE	CE, PC	jan./1966
15	Vendas de Eletrodomésticos	ABINTEE	CE, PC	jan./1966
16	Área Licenciada para Edificações Residenciais	FGV	CE	jan./1968
17	Área Licenciada para Edificações Não-Residenciais	FGV	CE	jan./1968
18	Área Licenciada Total para Edificação	FGV	CE	jan./1968
19	Oferta de Emprego Industrial (Grande São Paulo) Total	FGV ^a	CE, PC	jan./1967
20	<i>Idem</i> , Administrativos	FGV ^a	CE, PC	jan./1967
21	<i>Idem</i> , Vendas	FGV ^a	CE, PC	jan./1967
22	<i>Idem</i> , Técnicos	FGV ^a	CE, PC	jan./1967
23	<i>Idem</i> , Produção	FGV ^a	CE, PC	jan./1967
24	Pessoal Ocupado na Indústria de Transformação (São Paulo)	IBGE	BBC	jan./1969
25	<i>Idem</i> (Brasil)	IBGE	BBC	jan./1969
26	Salário Médio na Indústria de Transformação (São Paulo)	IBGE	CE	jan./1971
27	<i>Idem</i> (Brasil)	IBGE	CE	jan./1971
28	Índice de Preços por Atacado, Disponibilidade Interna, Geral	FGV	CE	jan./1944
29	Taxa de Juros Paga pelos Tomadores de Empréstimos por Aceite Cambial	BC	CE, BBC	jan./1962
30	Índice BV da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro	BVRJ	CE, BBC	jan./1955
31	Empréstimos por Aceites Cambiais	BC	BBC, CE	jan./1963
32	Empréstimos dos Bancos Comerciais ao Setor Privado, Comércio	BC	BBC, CE	jan./1960
33	<i>Idem</i> , Produção Total	BC	BBC, CE	jan./1960
34	<i>Idem</i> , Indústria	BC	BBC, CE	jan./1960
35	<i>Idem</i> , Total	BC	BBC, CE	jan./1960
36	Redesconto aos Bancos Comerciais, Total	BC	BBC	jan./1961
37	<i>Idem</i> , Liquidez	BC	BBC	jan./1961
38	<i>Idem</i> , Manufatura	BC	BBC	jan./1961
39	<i>Idem</i> , Agropecuária	BC	BBC	jan./1961
40	Consultas para Vendas a Prazo, Sete Praças	SPC	BBC	jan./1972

(continua)

(continuação)

N.º	Variáveis	Coletado por	Publicado em	Disponível desde
41	<i>Idem</i> , São Paulo	SPC/IEGV	BBC, BDC	jan./1972
42	Consultas com Novos Informes Negativos, Sete Praças	SPC/IEGV	BBC	jan./1972
43	<i>Idem</i> , São Paulo	SPC/IEGV	BBC, BDC	jan./1972
44	Valor dos Títulos Protestados (São Paulo)	IEGV	BBC, BDC	jan./1961
45	Falências Requeridas (São Paulo)	IEGV	BBC, BDC	jan./1972
46	Concordatas Requeridas (São Paulo)	IEGV	BBC, BDC	jan./1972
47	Valor dos Cheques Compensados	BC	BBC	jan./1960
48	Arrecadação com ICM (Brasil)	MF/CIEF	BBC, CE	jan./1963
49	<i>Idem</i> , São Paulo	MF/CIEF	BBC, CE	jan./1963
50	<i>Idem</i> , Rio de Janeiro	MF/CIEF	BBC, CE	jan./1963
51	<i>Idem</i> , Outros Estados	MF/CIEF	BBC, CE	jan./1963
52	Arrecadação com IPI (Brasil)	MF/CIEF	BBC, CE	jan./1967
53	Arrecadação com IPI, Fumo (Brasil)	MF/CIEF	BBC, CE	jan./1967
54	Financiamento e Refinanciamento Imobiliário	BC	BBC	jan./1967
55	Execução Financeira do Tesouro Nacional, Despesa Total	BC	BBC	jan./1965
56	Oferta de Moeda, Conceito M ₁	BC	BBC, CE	jan./1946
57	<i>Idem</i> , Conceito M ₂	BC	... ^b	jan./1946
58	Exportações, Produtos Industrializados, Semimanufaturas	CACEX/NUSAN	BBC	jan./1972
59	<i>Idem</i> , Outros Produtos	CACEX/NUSAN	BDC	jan./1972
60	<i>Idem</i> , Total	CACEX/NUSAN	BDC	jan./1972
61	Importações, Petróleo	CACEX/NUSAM	BDC	jan./1972
62	<i>Idem</i> , Máquinas e Equipamentos	CACEX/NUSAM	BDC	jan./1972
63	<i>Idem</i> , Fertilizantes	CACEX/NUSAN	BDC	jan./1972
64	<i>Idem</i> , Total	CACEX/NUSAN	BDC	jan./1972

SIGLAS:

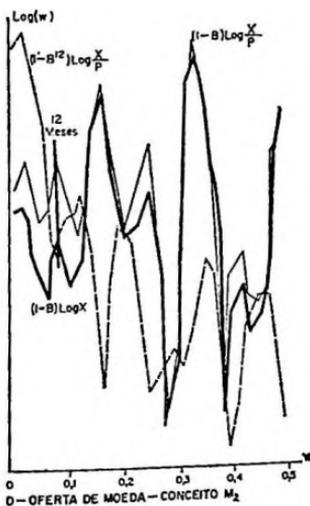
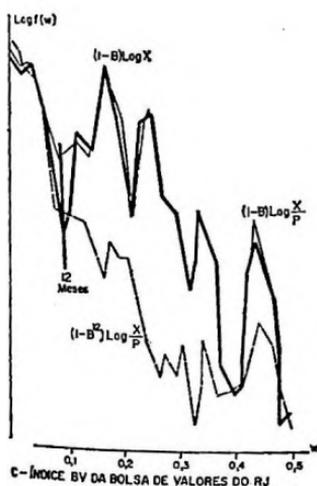
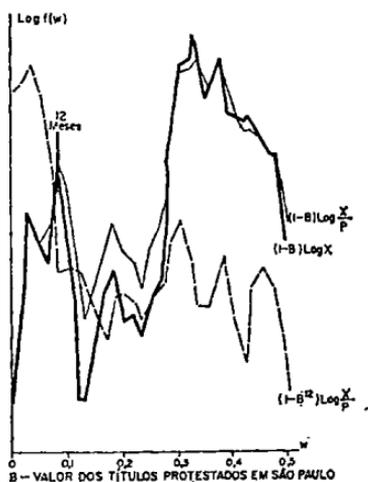
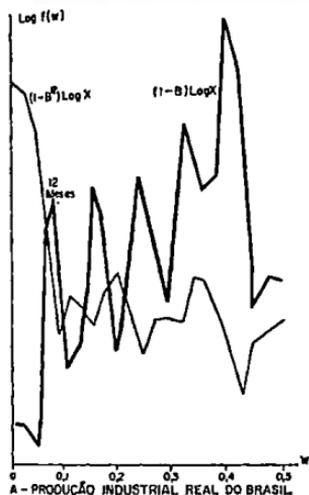
- ABINEE — Associação Brasileira da Indústria Elétrica e Eletrônica;
ANFAVEA — Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores;
BC — Banco Central do Brasil;
BBC — *Boletim do Banco Central*;
BDC — *Boletim de Dados Conjunturais* (SEADE/SEPLAN/Estado de São Paulo);
BVRJ — Bolsa de Valores do Rio de Janeiro;
CACEX/NUSAN — Carteira de Comércio Exterior do Banco do Brasil, Núcleo de Sistematização e Análise;
CVRD — Companhia Vale do Rio Doce;
CE — *Conjuntura Econômica*;
CONSIDER — Conselho de Níon-Ferrosos e de Siderurgia;
FGV — Fundação Getúlio Vargas;
ICOMI — Indústria e Comércio de Minerais S.A.;
IBGE — Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística;
IBS — Instituto Brasileiro de Siderurgia;
IEGV — Instituto de Economia Gasão Vidigal, da Associação Comercial de São Paulo;
MF/CIEF — Ministério da Fazenda, Centro de Informações Econômico-Fiscais;
PC — *Planejamento e Conjuntura* (Continuação de *Economia Paulista*, da Secretaria de Economia e Planejamento do Estado de São Paulo);
SIPSP — Sindicato das Indústrias de Pneumáticos e Câmaras-de-Ar do Estado de São Paulo;
SNIC — Sindicato Nacional da Indústria do Cimento;
SPC — Serviço de Proteção ao Crédito;
- ^aColetado pelo Prof. Ernst Muhr, da Escola de Administração de Empresas da FGV, em colaboração com a UAD/SEPLAN, do Estado de São Paulo;
- ^bSoma do Conceito M₁ com Depósitos à Vista e a Prazo, nos Bancos e Caixas Econômicas, Depósitos a Prazo Fixo, e Cadernetas de Poupança;

mento e do "filtro" para flutuações estacionais. Cada uma das partes da figura apresenta a decomposição da variância de variáveis após três formas de modificações: (a) em variações nominais, identificadas por $(1-B) \log X$; (b) em variações reais, por $(1-B) \log X/P$; e (c) em variações deflacionadas e sem estacionalidade, por $(1-B^{12}) \log X/P$. A parte A compara os espectros da produção industrial real do Brasil. A função espectral das variações relativas desta variável revela duas características importantes. Primeiro, as frequências mais altas, ou seja, os movimentos de curto prazo, dão a maior contribuição para a formação da série $(1-B) \log X$. Em segundo lugar, os ciclos estacionais são importantes como pico, assinalando essa frequência. Ciclos mais longos que 12 meses proporcionam uma contribuição muito pequena. Ao aplicarmos o "filtro", ocorre uma radical modificação nas duas características acima. Em primeiro lugar, os ciclos mais longos passam a dar contribuições mais importantes que os de curto prazo. Esta mudança é visível na figura, onde a função espectral passa a ter uma tendência nitidamente decrescente. E, em segundo lugar, as flutuações estacionais praticamente desaparecem.

Evidências semelhantes são observadas nas demais partes que compõem a Figura VI.1. Além disto, é evidente que o deflacionamento amplia sempre as flutuações estacionais. A ilustração C, que reproduz a decomposição espectral do índice BV da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro, serve como bom exemplo deste fato. Sabemos que as variações nominais no índice BV não apresentam estacionalidade, pois, caso contrário, estas flutuações dariam margem a retornos excepcionais para aqueles grupos e indivíduos informados desta aberração. No entanto, a contribuição do ciclo estacional para a explicação da variância aumenta com o deflacionamento. Finalmente, o "filtro" reduz a contribuição dos ciclos estacional e de curto prazo, ao mesmo tempo que amplia a importância dos movimentos de prazo mais longo. A redução da importância dos ciclos de curtíssimo prazo, ou melhor, dos distúrbios, é uma característica vantajosa, pois, conforme vimos, nestes movimentos aleatórios reside a fonte principal dos "falsos sinais". Assim, eliminar ou reduzir as perturbações nas variáveis que devem compor um indicador são artifícios estatísticos que reduzem a probabilidade de "falsos sinais".

Outro aspecto investigado, do qual não julgamos necessário reproduzir as evidências, foram os possíveis retardos e

FIGURA VII
 DECOMPOSIÇÃO EM CICLOS DE ALGUMAS VARIÁVEIS ECONÔMICAS EXPRESSAS
 EM VARIAÇÕES NOMINAIS, DEFLACIONADAS E DESESTACIONALIZADAS



avanços criados artificialmente com o "filtro". A análise da defasagem entre as variações nominais e as reais e desestacionalizadas mostrou que as flutuações nas séries permaneciam sincronizadas de forma coincidente, e as dúvidas ocorriam apenas nas frequências mais altas, em particular nos ciclos de duração mais curta que três meses, os quais não são importantes para os nossos objetivos. A simples filtragem da estacionalidade através de um artifício descrito mais adiante, portanto, parece ser adequada e foi adotada no decorrer deste trabalho.

VII

INDICADORES DO "TIPO NBER"

7.1 A Metodologia

A técnica desenvolvida pelo National Bureau of Economic Research compreende a análise do comportamento de grande número de variáveis em diversas fases do ciclo econômico e sua agregação com base em características homogêneas quanto à sincronização com o ciclo. As variáveis são então qualificadas como antecedentes, coincidentes ou retardadas se as datas de reversão no seu comportamento antecedem, coincidem, aproximadamente, ou se atrasam em relação à variável-referência.

Os princípios da metodologia datam do início do século, com o estudo de Mitchell, publicado em 1913,¹ e foram posteriormente explorados em co-autoria com Burns.² A técnica

¹ W. C. Mitchell, *Business Cycles* (Berkeley: University of California Press, 1913).

² W. C. Mitchell e A. F. Burns, *Statistical Indicators ...*, *op. cit.*, e *Measuring Business ...*, *op. cit.*

e a sua qualidade preditiva vem há muito tempo sendo submetidas a uma intensa discussão, com alguns debates que se tornaram clássicos.³

O critério do NBER faz uso da propriedade que algumas variáveis têm de prever as datas de reversão dos ciclos econômicos. A técnica supõe como hipótese básica que as variáveis que se apresentaram como antecedentes na maioria das reversões cíclicas do passado permanecerão com esta qualidade e, portanto, um indicador agregado é propício para previsões do ciclo no futuro próximo.

Alguns cuidados prévios são requeridos, pois certos tipos de flutuações cíclicas não exigem maiores atenções e medidas anticíclicas. As variações estacionais, por exemplo, são ciclos recorrentes e com periodicidade rígida (12 meses) e estão intimamente ligadas às estações do ano. Foi também observado que o próprio processo de deflacionamento pode gerar ou ampliar os ciclos estacionais. Estes têm pouco valor econômico, e seria interessante, usando suas características de recorrência e período rígido, “depurar” as flutuações estacionais das séries econômicas que deverão compor os indicadores.

Especificamente, diremos que uma série histórica qualquer é formada por quatro componentes aditivos em logaritmos e independentes entre si: uma tendência, um componente estacional, todos os demais componentes cíclicos e um componente puramente aleatório:

$$\text{Log } X(t) = \text{Log } X^T(t) + \text{Log } X^s(t) + \text{Log } X^c(t) + e(t) \quad (1)$$

onde X^T representa a tendência, X^s a estacionalidade, X^c os demais ciclos e $e(t)$ o resíduo aleatório.

O interesse do nosso estudo está voltado para o componente cíclico X^c (o qual já sabemos ser formado por grande número de ciclos com períodos diferentes de 12 meses). Através de técnicas estatísticas procuraremos eliminar os efeitos da tendência e dos ciclos estacionais e, se possível, amortecer as flutuações aleatórias. Se os componentes da série histórica estiverem expressos em logaritmos, como na equação (1), a simples diferenciação elimina a tendência.

³ Veja, por exemplo, T. C. Koopmans, “Measurement without Theory”, in *Review of Economics and Statistics*, vol. 29 (agosto de 1947), pp. 161-172; e R. Vining, “Koopmans on the Choice of Variables to be Studied and of Methods of Measurement”, in *Review of Economics and Statistics*, vol. 31 (maio de 1949), pp. 77-94.

Por sua vez, sabemos que a estacionalidade pode afetar a formação de uma série histórica através componentes formados por um processo de média móvel e/ou por um processo auto-regressivo e/ou, simplesmente, no grau da diferenciação estacional. Por conveniência, ignoraremos as duas primeiras fontes de estacionalidade e diremos que a simples diferenciação estacional de primeira ordem tem condições de eliminar a tendência e os ciclos de 12 meses, ou seja:

$$(1-B^{12}) \text{Log } X(t) = \mu + (1-B^{12}) \text{Log } X^o(t) + (1-B^{12}) e(t) \quad (2)$$

onde $(1-B^{12})$ é o filtro formado pela diferenciação estacional, sendo B o operador-retardo:

$$B^i X(t) = X(t-i) \quad (3)$$

A taxa de crescimento corresponde à inclinação logarítmica da tendência e é igual à constante μ . Com a manipulação (2), a série $X(t)$ transforma-se numa série estacionária, isenta de estacionalidade. Para facilitar a notação, representemos por α_t a série estacionária e desestacionalizada⁴ da variável X_t :

$$\alpha(t)_t = (1-B^{12}) \text{Log } X(t)_t \quad (4)$$

A expressão (4) corresponde ao "filtro" mencionado no capítulo anterior. A rigor, a variável α_t corresponde a uma aproximação para a taxa de crescimento da variável X_t nos últimos 12 meses, quando a variação é infinitesimal. Para variações nas dimensões encontradas nas nossas estimativas, é mais conveniente obter α_t pela taxa de crescimento relativa a 12 meses passados. Entretanto, para uniformidade do texto, manteremos a mesma notação (4) no decorrer do trabalho.

⁴ Uma forma mais complexa com um filtro linear baseado numa média móvel é empregada no programa conhecido como Census X-11. Veja W. P. Cleveland e G. C. Tiao, "Decomposition of Seasonal Time Series: A Model for the Census X-11 Program", in *Journal of the American Statistical Association*, vol. 71 (setembro de 1976), pp. 581-587. Outro filtro mais genérico e mais flexível pode ser desenvolvido com o modelo ARIMA, de Box e Jenkins.

Para evitar que as variáveis mais inconstantes dominem o indicador é necessário que as flutuações x_i sejam padronizadas para uma determinada dimensão. A normalização com a subtração da média e a divisão de diferenças pelo desvio-padrão de x_i torna comparável o comportamento das séries de variação, ou seja:

$$z(t)_i = \frac{x(t)_i - \bar{x}_i}{\sigma_{x_i}} \quad (5)$$

onde z_i é a série normalizada pela média \bar{x}_i e desvio-padrão σ_{x_i} . O NBER sugere ainda outra forma de "normalização" através da média móvel dos valores absolutos de x_i . Este critério foi adotado em trabalhos anteriores.⁵ Entretanto, o critério de "normalização" por médias móveis exige que a cada informação adicional uma nova média móvel seja calculada, o que torna trabalhoso este critério. Por outro lado, se a distribuição de taxas de variação é relativamente estável e com grande número de observações, podemos esperar que as estimativas da média e desvio-padrão da amostra também sejam relativamente estáveis e próximas às do universo. Nestas condições, a mesma média e desvio-padrão podem ser utilizados na normalização, e novos cálculos são recomendáveis apenas esporadicamente.

Em seguida, é obtida a taxa média agregada de variação nos últimos 12 meses, com as taxas normalizadas ponderadas segundo um critério preestabelecido:

$$y(t)_j = \sum_{i=1}^n w_{ij} B_j^{l_{ij}} z(t)_i = \sum_{i=1}^n w_{ij} z(t - l_{ij}) \quad (6)$$

onde $y(t)_j$ corresponde à taxa de variação do indicador para a variável-referência y_j , w_{ij} a ponderação da variável X_i para a formação de y_j e l_{ij} o retardo médio em meses entre as variáveis X_i e y_j . A notação B representa o operador-retardo já definido na expressão (3). Por definição:

$$\sum_{i=1}^n w_{ij} = 1 \quad (7)$$

⁵ Contador, "Indicadores da Atividade...", *op. cit.*, e "Queda e Recuperação...", *op. cit.*

A série $y(t)_j$, formada por séries normalizadas, corresponde, por sua vez, a uma variável “aproximadamente” normal. A “desnormalização” consiste em multiplicar $y(t)$ pelo desvio-padrão da variável-referência a ser prevista e somar a sua média:

$$y^*(t)_j = \bar{y}_j + y(t)_j \sigma_{x_j} \quad (8)$$

onde y^* é o indicador, expresso em taxas de crescimento, com dimensão comparável à do crescimento da variável-referência y_j .

A escolha do critério de ponderação das variáveis normalizadas em (5) recaiu sobre a correlação entre a variável-referência e cada variável x_i , ou seja:

$$w_{ij} = \frac{r_{ij}}{\sum |r_{ij}|} \quad (9)$$

A forma de ponderação (9) das variáveis segundo a sua correlação com a variável-referência procura evitar o emprego de critérios subjetivos, ou baseados na significância econômica, consistência com a cronologia cíclica, etc. Moore e Shiskin desenvolveram em 1966 um esquema para ponderação das séries segundo as suas características relevantes e, posteriormente, Zarnowitz e Boschan⁶ revisaram esses critérios, introduzindo pequenas modificações, mas sem afetar os princípios básicos. Em ambos os critérios, as variáveis foram escolhidas e ponderadas segundo certo consenso (subjetivo) sobre a sua significância econômica, a sua qualidade estatística, a consistência da sua cronologia cíclica, a conformidade e ausência de componentes aleatórios e a rapidez com que a informação estatística se tornara disponível.

Em princípio, qualquer critério de ponderação envolve alguma arbitrariedade na sua escolha, mas a correlação simples entre variáveis é uma forma singela de evitar que a subjetividade e preferência por certas variáveis suplante o que a

⁶ Victor Zarnowitz e Charlotte Boschan, *op. cit.*

realidade nos mostra através da associação entre os movimentos destas. Sob este aspecto, a ponderação citada resiste mais às críticas do que o critério adotado por Moore e Shiskin e por Zarnowitz e Boschan.

Finalmente, o retardo médio \bar{l} do indicador y^* é a média dos retardos entre as variáveis X_i ($i = 1, 2, \dots, N$) e a variável-referência y , ponderado pelos coeficientes de correlação r_{ij} :

$$\bar{l}_j = \frac{\sum_i l_{ij} |r_{ij}|}{\sum_i |r_{ij}|} \quad (10)$$

Este tratamento será aplicado na construção de indicadores agregados para o Brasil.

7.2

Estimativas para Diversas Variáveis-Referência

A discussão detalhada da composição e demais características dos indicadores para as variáveis listadas na Tabela VI.1 seria uma tarefa cansativa e demasiadamente longa. Na Parte I do trabalho, nossa atenção restringiu-se apenas aos indicadores antecedentes de emprego e de produto industrial agregado. O que se pretende agora é, utilizando a metodologia descrita na seção anterior, apresentar as composições, características e estimativas dos indicadores para a produção industrial de algumas regiões e ramos de atividade. A escolha das variáveis que devem ser objeto de previsão foi até certo ponto arbitrária, e a lista poderia incluir muitas outras. Naturalmente, a mesma metodologia descrita seria válida para indicadores de variáveis-referência não consideradas neste trabalho. Entretanto, acreditamos que as variáveis escolhidas atendem ao interesse preditivo da grande maioria daqueles preocupados em acompanhar e antecipar as mudanças cíclicas na economia brasileira.

As variáveis-referência são aquelas listadas na Tabela VI.1. As tabelas a seguir reproduzem a composição e as estimativas dos indicadores. Além dos antecedentes foram construídos indicadores coincidentes para quatro ramos de atividade: Bebidas, Material de Transporte, Matérias Plásticas e Têxtil. Para os demais setores, os experimentos demonstraram que um grande esforço seria necessário para que indicadores coincidentes tivessem um desempenho mínimo.

De modo geral, o desempenho preditivo dos indicadores antecedentes setoriais e regionais é inferior ao dos indicadores de emprego e de produção industrial agregada, amplamente discutidos na Parte I do trabalho. É possível melhorar os indicadores ora apresentados, mas, como foi dito acima, isto envolveria um grande esforço e concentração no setor ou região específica. As informações fornecidas aqui têm dois propósitos. Primeiro, na ausência de melhores estimativas, os indicadores podem servir para previsões, ainda que sujeitas a uma certa dose de erro. Em segundo lugar, nossas estimativas preliminares servem como ponto de partida para um aprimoramento da composição dos indicadores e uma análise mais detalhada de retardos e avanços entre variáveis.

É importante ressaltar que algumas dessas variáveis figuram em mais de um indicador, embora com diferente ponderação e estrutura de avanços. Citando as encontradas com mais frequência teríamos: o valor real da produção das indústrias têxtil e química (duas variáveis também utilizadas como referências), empréstimos por aceites cambiais, cheques compensados, redescontos aos bancos comerciais, despesa efetiva da execução financeira do Tesouro Nacional, oferta de moeda, títulos protestados, área licenciada para edificações, empréstimos ao setor privado, consultas para venda a prazo, concordatas requeridas, vendas de aparelhos eletrônicos e eletrodomésticos, produção de autoveículos, oferta de emprego e produção de laminados, gusa, sinter e manganês. Portanto, uma apuração mais rápida destas informações traria grandes benefícios para a técnica de previsão com indicadores antecedentes, pois permitiria estimativas com maior avanço.

TABELA VII.1

**ÍNDICE DE PRODUÇÃO INDUSTRIAL REAL
(PERNAMBUCO): VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O
INDICADOR ANTECEDENTE ^a**

N.º	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Índice de Valor Real da Produção Têxtil	10	0,74	0,0448	0,0745
2	Área Licenciada Total para Edificações	10	0,46	0,0656	0,2964
3	Valor dos Títulos Protestados (São Paulo)	8	-0,33	0,2662	0,3507
4	Consultas para Vendas a Prazo (Sete Praças)	7	0,90	0,0758	0,2139
5	Redescontos aos Bancos Comerciais — Manufaturados	7	0,06	0,2760	0,2326
6	Empréstimos por Aceites Cambiais	6	0,71	0,2760	0,1532
7	Produção de Laminados — Total	6	0,38	0,0744	0,0915
8	Valor dos Cheques Compensados	6	0,72	0,2879	0,1658
9	Empréstimos dos Bancos Comerciais no Setor Privado, Total	4	0,83	0,1897	0,0782
10	Oferta de Moeda, Conceito M ₂	4	0,68	0,1924	0,1075

^a Avanço médio de 5,8 meses.

TABELA VII.2

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL
(PERNAMBUCO): INDICADOR ANTECEDENTE
EM TAXAS ANUAIS^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maior	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966	23,7	18,8	27,4	19,5	18,1	12,8	12,0	6,4
1967	- 3,9	-13,2	-19,0	-18,9	-25,0	-27,9	-18,1	-17,8	-14,5	-12,0	- 5,7	- 4,4
1968	2,2	12,9	20,7	23,3	27,9	28,3	35,8	37,2	34,7	37,2	31,7	27,4
1969	31,5	23,0	21,6	23,4	20,9	21,5	21,5	14,3	13,7	11,9	12,1	11,1
1970	9,8	7,8	8,2	7,3	5,5	3,5	1,5	3,5	2,9	7,6	7,4	3,6
1971	1,5	4,3	1,3	0,7	1,1	8,2	7,5	10,8	9,1	6,3	5,7	10,2
1972	13,8	13,0	16,4	17,1	16,8	14,1	14,4	11,3	12,0	10,8	17,8	16,0
1973	15,7	17,0	10,3	18,1	18,2	20,4	22,3	26,4	25,6	22,7	24,0	21,8
1974	20,0	18,1	17,6	10,0	20,6	13,6	11,7	6,8	4,8	2,7	- 2,1	- 5,2
1975	- 4,2	- 4,2	- 5,9	- 6,4	- 8,5	- 6,3	- 3,4	0,3	- 1,0	5,5	8,1	12,1
1976	12,8	12,6	15,9	16,3	79,7	10,7	22,2	18,5	17,8	14,1	12,1 ^b	12,4 ^b
1977	10,0 ^b	22,6 ^b	21,3 ^b	7,8 ^b	- 3,3 ^b							

^aVeja composição na Tabela VII. 1.

^bProvisório

TABELA VII.3

**ÍNDICE DE PRODUÇÃO INDUSTRIAL REAL
(MINAS GERAIS): VARIÁVEIS QUE COMPÕEM
O INDICADOR ANTECEDENTE ^a**

N.º	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável-Referência	Média	Desvio-Padrão
1	Índice BV da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro	10	0,4646	0,2297	1,0530
2	Exportações, Produtos Industrializados, Semimanufaturados	10	0,4080	0,5892	0,4625
3	Produção de Ferro-Gusa	10	0,3901	0,0764	0,0706
4	Área Licenciada Total para Edificações	9	0,2839	0,0656	0,2964
5	Área Licenciada para Edificações Não-Residenciais	8	0,2846	0,1451	0,3717
6	Produção de Sinter	6	0,3719	0,0626	0,1012
7	Redescontos aos Bancos Comerciais, Manufaturados	6	0,3304	0,2780	0,2326
8	Produção de Minério de Manganês	5	0,4643	0,1353	0,8129
9	Índice de Produção Real da Indústria de Material Elétrico e de Comunicações	4	0,4448	0,1783	0,1671
10	Índice de Produção Real da Indústria de Matéria Plástica	4	0,3570	0,1661	0,1085
11	Consultas p/a Vendas a Prazo (São Paulo)	4	0,5744	0,0303	0,2295
12	Exportações, Outros Produtos	3	0,7021	0,3511	0,3554

^a Avanço médio de 6,2 meses.

TABELA VII.4

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL
(MINAS GERAIS): INDICADOR ANTECEDENTE
EM TAXAS ANUAIS^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maior	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966	13,6	14,0
1967	14,5	23,6	14,8	13,1	10,8	6,4	6,6	7,8	8,0	7,4	9,0	12,4
1968	9,9	10,2	9,2	10,6	13,6	12,5	13,0	16,8	17,1	23,1	15,5	14,6
1969	15,7	14,9	18,2	14,3	13,7	12,7	12,5	12,5	12,1	14,0	15,8	15,0
1970	14,4	15,9	15,8	14,6	10,0	10,7	10,8	13,9	12,1	14,8	14,0	11,9
1971	11,2	10,5	9,9	8,9	9,9	15,1	14,0	11,5	13,0	10,6	14,3	14,3
1972	14,4	16,2	16,3	19,2	24,0	18,5	13,7	14,0	14,4	17,1	11,9	13,9
1973	12,3	13,1	15,3	13,9	10,2	17,0	16,6	16,5	16,7	14,4	18,3	16,3
1974	14,3	12,0	13,6	12,1	7,9	7,1	8,5	10,0	6,8	6,7	6,9	6,8
1975	11,0	12,2	8,7	10,8	11,9	12,1	11,5	10,9	12,8	15,2	14,1	13,7
1976	9,1	13,0	11,2	13,6	13,5	15,4	15,8	15,6	19,7	15,0	14,5	13,0
1977	15,9 ^b	10,7 ^b	6,9 ^b	10,2 ^b	14,3 ^b	14,7 ^b	8,8 ^b	6,1 ^b				

^aVeja composição na Tabela VII. 3.^bProvisório.

TABELA VII.5

**ÍNDICE DE PRODUÇÃO INDUSTRIAL REAL
(RIO DE JANEIRO): VARIÁVEIS QUE COMPÕEM
O INDICADOR ANTECEDENTE ^a**

N. ^{os}	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Produção de Sinter	10	0,4478	0,0626	0,1012
2	Índice de Produção Real da Indústria Têxtil	9	0,5427	0,0448	0,0745
3	Execução Financeira do Tesouro Nacional, Despesa Total	9	0,3942	0,1717	0,2224
4	Área Licenciada Total para Edificações	9	0,3463	0,0656	0,2984
5	Índice de Produção Real da Indústria Química	8	0,5945	0,1742	0,1050
6	Redescontos nos Bancos Comerciais, Manufaturados	8	0,8246	0,2780	0,2326
7	Índice de Produção Real da Indústria de Material Elétrico e de Comunicações	8	0,5324	0,1783	0,1871
8	Vendas de Eletrodomésticos	7	0,4380	0,1713	0,1966
9	Empréstimos por Aceites Cambiais	7	0,6482	0,2760	0,1532
10	Empréstimos dos Bancos Comerciais no Setor Privado, Comércio	7	0,8721	0,1838	0,1322
11	Índice de Produção Real da Indústria de Perfumaria, Sabões e Velas	6	0,4103	0,0725	0,1923
12	Índice de Produção Real da Indústria de Bebidas	6	0,8249	0,1035	0,1029
13	Produção de Laminados	6	0,8360	0,0744	0,0815
14	Consultas para Vendas a Prazo (São Paulo)	6	0,9332	0,0303	0,2295

^a Avanço médio de 7,4 meses.

TABELA VII.6

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL
(RIO DE JANEIRO): INDICADOR ANTECEDENTE
EM TAXAS ANUAIS^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maió	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966	31,6	27,6	26,3	15,8	10,4
1967	12,7	9,1	- 1,6	- 8,3	- 5,2	-14,3	-13,8	-13,2	-13,6	- 7,5	- 9,0	- 1,6
1968	- 1,2	0,4	7,3	20,2	19,4	26,4	3,6	36,1	32,1	42,2	44,6	37,7
1960	33,9	30,9	30,4	20,1	24,2	28,7	25,3	34,8	21,4	13,8	16,0	14,1
1970	11,9	11,5	8,8	13,0	6,0	5,0	2,9	1,4	4,8	6,8	0,7	4,4
1971	8,4	5,3	5,8	6,3	6,6	7,3	12,7	7,0	15,0	10,2	11,6	11,3
1972	7,7	8,7	9,4	9,7	12,1	13,9	9,4	12,3	12,3	8,7	10,6	14,6
1973	16,9	20,9	16,8	14,5	18,8	15,2	24,6	21,2	20,1	24,7	21,9	18,4
1974	17,2	14,7	16,8	22,8	14,4	11,8	10,1	8,0	7,3	5,3	1,0	- 0,2
1975	- 0,8	- 2,1	- 1,7	- 4,7	- 1,5	- 1,5	- 2,0	- 3,3	1,4	0,4	1,7	7,5
1976	12,0	7,8	14,7	16,4	10,1	16,4	13,2	21,8	18,6	20,9	17,9	16,5
1977	15,4 ^b	33,4 ^b	20,7 ^b	15,7 ^b	12,8 ^b							

^aVeja composição na Tabela VII. 5.

^bProvisório.

TABELA VII.7

**ÍNDICE DE PRODUÇÃO INDUSTRIAL REAL
(RIO GRANDE DO SUL): VARIÁVEIS QUE COMPÕEM
O INDICADOR ANTECEDENTE ^a**

N. ^o	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Empréstimos por Aceites Cambiais	10	0,49	0,2700	0,1532
2	Índice de Produção Real da Indústria Têxtil	9	0,61	0,0448	0,0745
3	Valor dos Títulos Protestados (São Paulo)	8	-0,62	0,2662	0,3507
4	Valor dos Cheques Compensados	8	0,35	0,2879	0,1658
5	Concordatas Requeridas (São Paulo)	8	0,60	-0,0247	0,4460
6	Financiamento e Refinanciamento Imobiliário	8	0,60	0,3065	0,1035
7	Índice de Produção Real da Indústria Química	8	0,57	0,1742	0,1050
8	Consultas para Vendas a Prazo (Sete Praças)	8	0,81	0,0758	0,2139
9	Produção de Aço em Lingotes	6	0,72	0,0917	0,0557
10	Produção de Tratores	3	0,62	0,2882	0,3029

^a Avanço médio de 6 meses.

TABELA VII.8

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL
(RIO GRANDE DO SUL): INDICADOR ANTECEDENTE
EM TAXAS ANUAIS ^a

Anos	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ag	Set	Out	Nov	Dez
1966	13,7	5,1	28,9	41,9
1967	10,1	-13,9	-21,4	23,5	5,8	45,2	-24,1	-36,0	-33,3	-11,2	0	-12,7
1968	-20,0	-18,0	-10,8	-9,0	13,2	15,2	26,8	33,2	39,1	38,0	33,8	41,8
1969	40,4	30,3	34,7	34,3	20,2	32,1	33,5	23,1	24,4	18,3	24,5	9,3
1970	8,4	17,9	31,4	22,1	20,5	21,5	15,0	11,5	4,6	12,4	7,6	13,7
1971	15,2	10,7	17,8	12,4	15,8	8,6	15,4	16,3	12,1	7,7	15,7	10,1
1972	14,8	15,6	14,1	18,0	12,8	11,8	8,7	13,7	13,9	16,8	11,7	6,9
1973	8,7	5,5	9,1	3,1	10,1	15,6	15,5	10,3	14,2	17,3	12,0	15,6
1974	8,6	11,0	17,4	18,6	14,4	9,6	11,5	10,2	10,3	2,1	-0,7	0,4
1975	0,8	-5,0	-6,9	-11,0	-17,4	-9,7	-9,0	-7,4	-3,7	-2,0	-0,9	3,2
1976	2,0	6,7	2,8	8,1	13,5	12,2	8,9	11,6	5,8	7,2	9,5	1,5 ^b
1977	0,4 ^b	7,5 ^b	1,1 ^b	-1,8 ^b								

Veja composição na Tabela VII. 7.

^bProvisório.

TABELA VII.9

ÍNDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA DE ALIMENTOS: VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O INDICADOR ANTECEDENTE ^a

N.º	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável-Referência	Média	Desvio-Padrão
1	Índice de Produção Real da Indústria Têxtil	10	0,49	0,0448	0,0745
2	Produção de Ferro-Gusa	10	0,35	0,0764	0,0706
3	Execução Financeira do Tesouro Nacional, Despesa Total	8	0,32	0,1717	0,2224
4	Redescontos aos Bancos Comerciais, Agropecuária	7	0,58	-0,0004	0,2400
5	Produção de Manganês	6	0,39	0,1353	0,8129
6	Empréstimos por Aceites Cambiais	6	0,43	0,2760	0,1532
7	Valor dos Cheques Compensados	6	0,54	0,2879	0,1668
8	Oferta de Emprego Industrial (Grande São Paulo) Vendas	6	0,51	0,1119	0,3165
9	Concordatas Requeridas (São Paulo)	5	0,53	-0,0247	0,4480
10	Produção de Laminados	5	0,52	0,0744	0,0815
11	Índice de Produção Real da Indústria Mecânica	4	0,30	0,2937	0,1508

^a Avanço médio de 6,5 meses.

TABELA VII.10

VALOR REAL DA PRODUÇÃO DE ALIMENTOS:
INDICADOR ANTECEDENTE EM TAXAS ANUAIS ^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maior	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966	21,6	16,8	21,2	9,2	12,5	11,5
1967	9,4	2,8	- 2,4	1,2	- 6,5	- 6,2	- 4,7	- 6,4	- 2,2	- 2,4	0,9	0
1968	0,9	2,5	10,1	9,5	13,7	13,7	19,4	15,1	29,1	24,5	23,8	16,2
1969	10,6	16,1	13,1	16,6	15,4	13,9	13,6	13,5	5,7	8,5	5,9	7,9
1970	5,7	5,6	5,3	1,9	0	0,8	0	5,1	4,7	6,5	2,8	0,7
1971	1,0	2,3	4,7	2,1	1,0	3,6	2,6	4,9	5,5	4,8	5,1	9,4
1972	7,7	8,6	6,8	10,2	15,8	22,5	13,0	13,5	7,5	10,3	11,3	10,2
1973	12,8	12,1	10,7	10,7	6,6	9,5	9,4	10,1	14,8	11,6	11,4	11,0
1974	0,0	7,7	11,3	10,8	8,4	3,5	6,7	5,4	2,7	1,3	0	- 0,6
1975	0,5	2,5	0,4	1,1	0,8	5,1	2,7	3,4	4,7	9,2	8,0	8,8
1976	7,9	10,8	11,8	9,7	13,8	11,6	15,6	13,3	25,2	10,3	14,1	9,6 ^b
1977	10,3 ^b	8,5 ^b	2,8 ^b	- 2,6 ^b	4,4 ^b	6,0 ^b						

^a Veja composição na Tabela VII.9.^b Provisório.

TABELA VII.11

**INDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA DE
BEBIDAS: VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O
INDICADOR ANTECEDENTE ^a**

N.ºs	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Oferta de Emprego Industrial (Grande São Paulo), Vendas	10	0,2899	0,1119	0,3165
2	Índice de Produção Real da In- dústria de Alimentos	9	0,5273	0,0856	0,0751
3	Índice de Produção Real da In- dústria Têxtil	9	0,4240	0,0448	0,0745
4	Vendas de Aparelhos Eletrônicos Domésticos	9	0,3148	0,1578	0,1746
5	Descontos nos Bancos Comer- ciais, Manufaturados	7	0,5900	0,2780	0,2326
6	Produção de Cimento	6	0,5351	0,1423	0,0680
7	Valor dos Cheques Compensados	6	0,4201	0,2879	0,1658
8	Empréstimos dos Bancos Comer- ciais no Setor Privado, Comércio	6	0,6440	0,1838	0,1322
9	Empréstimos dos Bancos Comer- ciais no Setor Privado, Total	6	0,5766	0,1897	0,0782
10	Área Licenciada para Edificações Não-Residenciais	4	0,4250	0,1451	0,3717

^a Avanço médio de 7 meses.

TABELA VII.12

VALOR REAL DA PRODUÇÃO DE BEBIDAS:
INDICADOR ANTECEDENTE EM TAXAS ANUAIS^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maió	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966	11,6	6,5	7,2	5,2	12,1	3,2
1967	- 0,7	- 7,7	- 9,5	-12,8	-14,8	-14,5	-14,9	-17,0	-11,8	- 9,4	- 9,1	- 4,4
1968	- 1,8	5,4	2,1	11,1	13,9	- 2,0	21,6	29,2	28,7	25,9	30,8	21,7
1969	26,0	17,7	18,8	17,5	14,3	16,4	17,1	20,5	11,8	8,9	7,3	8,1
1970	5,9	4,5	8,3	9,7	7,2	6,0	5,2	7,7	6,1	10,2	6,4	7,8
1971	13,7	7,8	4,2	1,6	6,7	7,4	12,3	10,8	8,5	1,7	6,1	6,9
1972	3,5	7,3	9,0	10,4	12,4	14,1	11,0	12,0	16,2	15,7	19,9	20,3
1973	19,7	23,9	21,8	20,2	18,0	16,0	17,9	20,5	14,6	19,9	18,0	13,0
1974	13,6	15,1	13,5	14,7	11,8	10,7	9,9	7,1	9,3	4,5	1,1	3,3
1975	2,6	- 1,0	- 2,5	- 1,1	- 1,3	- 0,9	3,9	1,1	- 0,1	6,8	5,5	8,0
1976	7,0	12,2	15,7	12,9	15,3	18,0	15,9	17,7	16,0	14,3	17,1	18,4
1977	13,0 ^b	7,0 ^b	14,2 ^b	12,1 ^b	4,0 ^b	- 0,7 ^b						

^a Veja composição na Tabela VII.11.

^b Provisório.

TABELA VII.13

**ÍNDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA DE
BEBIDAS: VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O
INDICADOR COINCIDENTE**

N.º	Variáveis	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Consultas para Vendas a Prazo (São Paulo)	0,8769	0,0303	0,2295
2	Concordatas Requeridas (São Paulo)	-0,6709	-0,0247	0,4460
3	Índice de Produção Real da Indústria Química	0,5908	0,1742	0,1050
4	Índice de Produção Industrial Real (Rio de Janeiro)	0,4763	0,1039	0,1149
5	Execução Financeira do Tesouro Nacional, Despesa Total	0,3849	0,1717	0,2224
6	Vendas de Eletrodomésticos	0,3099	0,1713	0,1966

TABELA VII.14

VALOR REAL DA PRODUÇÃO DE BEBIDAS:
INDICADOR COINCIDENTE EM TAXAS ANUAIS^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maior	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966	20,3	- 4,8	-14,2	0,8	17,3	3,8	- 4,3	13,2	4,8	3,1	9,2	5,8
1967	12,4	18,0	48,2	23,9	3,3	- 4,8	21,9	- 5,0	7,1	3,8	16,1	-14,2
1968	26,6	15,4	7,7	7,3	5,7	15,9	4,6	6,8	13,8	10,6	13,1	23,6
1969	0,8	4,9	6,7	11,9	10,3	8,4	1,1	3,3	- 1,5	6,9	7,5	4,3
1970	1,5	0,2	4,1	6,8	7,8	10,5	16,3	5,7	7,7	10,0	8,3	16,2
1971	11,7	16,6	18,6	10,1	8,9	7,0	0,6	12,0	7,9	6,7	8,5	13,1
1972	0,4	4,0	3,4	9,5	13,3	12,4	12,0	9,3	10,9	13,7	15,4	13,0
1973	26,3	22,3	17,1	12,7	15,5	11,8	17,5	22,5	19,4	22,5	15,1	11,9
1974	3,9	10,5	11,6	10,5	4,8	5,2	4,6	- 2,5	- 2,7	- 1,6	- 2,5	- 2,3
1975	1,4	2,2	1,2	1,3	8,4	8,3	7,9	5,1	10,1	3,6	9,0	10,3
1976	22,1	12,5	10,0	11,2	17,0	10,9	9,8 ^b	4,8 ^b	8,4 ^b

^a Veja composição na Tabela VII.13.^b Provisório.

TABELA VII.15

**INDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA DE
BORRACHA: VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O
INDICADOR ANTECEDENTE ^a**

N.º	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Área Licenciada para Edificações Residenciais	10	0,3288	0,0321	0,2053
2	Empréstimos dos Bancos Comerciais ao Setor Privado, Comércio	10	0,7541	0,1838	0,1322
3	Índice de Produção Real da Indústria do Matéria Plástica	10	0,4427	0,1661	0,1085
4	Empréstimos por Aceites Cambiais	10	0,4343	0,2760	0,1532
5	Redescontos aos Bancos Comerciais, Manufaturados	10	0,4416	0,2780	0,2226
6	Índice de Produção Real da Indústria Química	9	0,5009	0,1742	0,1050
7	Índice de Produção Real da Indústria Têxtil	9	0,5100	0,0448	0,0745
8	Consultas para Vendas a Prazo (São Paulo)	9	0,8006	0,0303	0,2295
9	Valor dos Cheques Compensados	9	0,6118	0,2879	0,1653
10	Concordatas Requeridas (São Paulo)	9	-0,6206	-0,0247	0,4460
11	Oferta de Emprego Industrial (Grande São Paulo), Técnicos	8	0,6581	0,2314	0,2946
12	Empréstimos dos Bancos Comerciais ao Setor Privado, Produção Total	8	0,4046	0,1738	0,0520
13	Financiamento e Refinanciamento Imobiliário	8	0,4089	0,0365	0,1035
14	Índice de Produção Real da Indústria de Perfumaria, Sabões e Velas	8	0,4528	0,0725	0,1923
15	Produção de Tratores	8	0,5252	0,2882	0,3020
16	Produção de Cimento	7	0,5027	0,1423	0,0680
17	Produção de Aço em Lingotes	7	0,5659	0,0917	0,0557
18	Oferta de Moeda, Conceito M2	7	0,5039	0,1924	0,1075
19	Índice de Produção Real da Indústria Metalúrgica	6	0,5481	0,1284	0,0388
20	Produção de Laminados	6	0,8465	0,0744	0,0815

^a Avanço médio de 7,3 meses.

TABELA VII.16

VALOR REAL DA PRODUÇÃO DE BORRACHA:
INDICADOR ANTECEDENTE EM TAXAS ANUAIS ^a

Ano	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ag	Set	Out	Nov	Dez
1966	22,5	24,4	19,5	18,6	21,4
1967	22,6	15,0	10,5	8,4	15,4	12,0	9,9	- 2,5	- 5,5	- 2,2	2,6	5,2
1968	4,8	0,4	3,2	4,6	10,7	13,0	14,4	10,0	21,9	19,5	28,1	32,4
1969	32,3	32,7	25,9	24,2	23,4	23,8	25,3	26,9	22,8	19,8	20,6	18,6
1970	15,7	17,5	17,2	16,3	15,1	13,3	12,7	10,3	11,5	12,4	12,3	12,7
1971	15,1	13,5	13,5	16,3	16,0	14,6	11,5	14,4	15,4	7,5	11,3	14,4
1972	11,6	14,3	14,6	13,0	13,0	14,1	15,2	14,5	18,3	16,8	20,3	18,7
1973	18,5	18,7	18,4	20,1	20,1	19,6	21,1	21,1	17,9	22,6	21,9	21,0
1974	19,7	10,4	19,1	20,1	22,8	21,5	22,5	20,3	20,2	14,5	13,4	13,5
1975	12,8	10,1	8,4	7,4	4,4	4,8	4,9	6,5	4,7	8,5	10,2	10,8
1976	11,9	12,5	14,4	15,5	12,8	14,0	15,0	16,3	17,2	151,0	15,8	14,3
1977	14,6 ^b	15,2 ^b	16,3 ^b	6,4 ^b	13,5 ^b	18,3 ^b	18,8 ^b					

^a Veja composição na Tabela VII.15.

^b Provisório.

TABELA VII.17

ÍNDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA DE FUMO: VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O INDICADOR ANTECEDENTE ^a

N.º	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável-Referência	Média	Desvio-Padrão
1	Oferta de Moeda, Conceito M ₁	10	0,4842	0,1182	0,1060
2	Empréstimos dos Bancos Comerciais ao Setor Privado, Produção Total	10	0,3705	0,1738	0,0520
3	Índice de Produção Real da Indústria de Bebidas	10	0,3819	0,1035	0,1029
4	Emprego Industrial (Estado de São Paulo)	10	0,3935	0,0700	0,0462
5	Produção de Laminados	10	0,3480	0,0744	0,0815
6	Consultas para Vendas a Prazo (Sete Praças)	10	0,4228	0,0726	0,2139
7	Pessoal Ocupado na Indústria de Transformação (São Paulo)	8	0,4306	0,0664	0,3346
8	Índice de Produção Real da Indústria Química	8	0,2586	0,1742	0,1050
9	Concordatas Requeridas (São Paulo)	7	-0,3922	-0,0247	0,4460
10	Índice de Produção Real da Indústria de Matéria Plástica	5	0,3351	0,1661	0,1085
11	Índice de Produção Industrial Real (Rio de Janeiro)	5	0,4449	0,1039	0,1149

^a Avanço médio de 7,2 meses.

TABELA VII.18

VALOR REAL DA PRODUÇÃO DE FUMO:
INDICADOR ANTECEDENTE EM TAXAS ANUAIS ^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maio	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966
1967	11,9	5,9	9,2	7,5	1,5	-3,8	-10,6	-15,5	-18,6	...	12,5	9,4
1968	-24,7	-18,1	-10,3	-12,5	-7,5	-2,9	0,3	4,7	10,3	-24,3	-25,7	-28,0
1969	25,1	25,6	23,9	18,2	19,3	18,6	21,7	20,3	17,4	13,7	15,3	16,6
1970	15,6	13,1	11,2	9,6	10,7	1,4	-2,6	-0,3	-2,1	15,9	19,3	18,2
1971	-3,7	-0,4	-1,8	-0,6	2,1	-0,4	1,8	1,4	0,1	-3,6	-2,3	-3,6
1972	3,1	-1,2	0,8	0,4	0,7	4,1	3,6	3,1	3,2	2,1	3,3	4,1
1973	4,6	3,1	5,9	8,4	9,5	9,4	12,8	10,1	12,5	3,7	3,4	1,6
1974	17,3	18,6	20,7	20,7	17,6	13,8	16,7	18,3	18,8	14,4	14,9	19,2
1975	8,9	7,4	2,6	-0,1	-2,3	-1,1	-3,6	-3,1	-5,0	13,3	12,1	9,9
1976	-3,0	-1,0	-2,0	1,3	2,0	1,0	7,0	5,3	4,2	-3,0	-12,6	-3,7
1977	7,4 ^b	4,7 ^b	3,3 ^b	5,3 ^b	2,6 ^b	5,6 ^b	0,5 ^b			3,3	5,8	11,2 ^b

^a Veja composição na Tabela VII.17.^b Provisório.

TABELA VII.19

**ÍNDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA DE
MATERIAL ELÉTRICO E DE COMUNICAÇÕES:
VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O INDICADOR
ANTECEDENTE ^a**

N.ºs	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Oferta de Emprego Industrial (Grande São Paulo), Vendas	10	0,4975	0,1119	0,3165
2	Produção de Ferro-Gusa	10	0,3426	0,0764	0,0706
3	Área Licenciada para Edificações Não-Residenciais	9	0,5154	0,1451	0,3717
4	Produção de Sinter	6	0,3674	0,0826	0,1012
5	Índice de Produção Industrial Real (Minas Gerais)	6	0,4516	0,1248	0,0683
6	Índice de Produção Real da In- dústria Têxtil	5	0,6700	0,0448	0,0745
7	Índice de Produção Real da In- dústria de Alimentos	5	0,4643	0,0850	0,0751
8	Índice de Produção Industrial Real (São Paulo)	5	0,4988	0,1390	0,0773
9	Índice de Produção Real da In- dústria de Perfumaria, Sabões e Velas	4	0,5461	0,0725	0,1923
10	Vendas de Aparelhos Eletrônicos Domésticos	3	0,2050	0,1578	0,1746
11	Valor dos Títulos Protestados (São Paulo)	3	-0,3674	0,2662	0,3507
12	Valor dos Cheques Compensados	2	0,4436	0,2879	0,1658
13	Empréstimos por Aceites Cam- biais	1	0,5647	0,2760	0,1532

^aAvanço médio de 5 meses.

TABELA VII.20

VALOR REAL DA PRODUÇÃO DE MATERIAL
ELÉTRICO E DE COMUNICAÇÕES; INDICADOR
ANTECEDENTE EM TAXAS ANUAIS ^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maió	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1066	48,9	31,4	39,7	24,1	34,7	9,7	- 6,6	-19,8	-16,1	-33,1
1967	-16,0	-22,1	-25,1	-25,9	-27,7	- 9,7	-17,0	- 5,1	12,8	27,2	38,8	28,4
1068	47,7	43,7	53,8	66,4	73,0	62,6	56,3	53,0	41,7	35,2	33,7	32,9
1969	51,7	42,0	30,9	28,9	21,7	22,1	17,9	22,7	23,6	17,2	19,7	17,4
1970	9,2	11,7	13,7	11,2	0,2	12,7	6,8	4,1	16,5	5,9	8,8	10,7
1971	21,6	22,0	25,9	24,3	27,4	0,2	24,4	26,9	17,7	23,9	21,0	23,6
1972	20,7	20,1	18,1	19,7	21,7	25,9	23,0	19,0	23,3	37,3	34,7	24,5
1073	28,0	22,0	20,6	31,9	27,6	28,1	23,2	25,2	23,8	10,5	10,7	22,5
1974	21,1	15,7	19,8	20,1	10,8	8,1	7,3	8,4	12,8	1,3	- 2,6	- 2,5
1975	1,1	2,5	- 4,5	- 0,6	3,3	6,2	5,3	12,7	10,4	18,1	29,0	28,6
1976	18,2	24,5	22,0	25,7	25,1	25,4	34,5	22,0	22,5	39,0	30,7	18,2 ^b
1977	14,6 ^b	18,1 ^b	8,1 ^b									

^aVeja composição na Tabela VII. 19.

^bProvisório.

TABELA VII.21

**ÍNDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA DE
MATERIAL DE TRANSPORTE: VARIÁVEIS QUE
COMPÕEM O INDICADOR ANTECEDENTE ^a**

Nº.	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Valor dos Títulos Protestados (São Paulo)	10	-0,4398	0,2662	0,3507
2	Redescontos aos Bancos Comerciais, Manufaturados	10	0,5918	0,2780	0,2326
3	Execução Financeira do Tesouro Nacional, Despesa Total	10	0,3444	0,1717	0,2224
4	Índice de Produção Real da Indústria Têxtil	10	0,5517	0,0448	0,0745
5	Área Licenciada Total para Edificações	9	0,3463	0,0656	0,2064
6	Valor dos Cheques Compensados	9	0,5953	0,2879	0,1658
7	Consultas para Vendas a Prazo, (São Paulo)	9	0,8345	0,0303	0,2295
8	Índice de Produção Real da Indústria Química	8	0,5697	0,1742	0,1050
9	Empréstimos por Aceites Cambiais	7	0,5211	0,2760	0,1532
10	Oferta de Moeda, Conceito M ₂	7	0,5711	0,1924	0,1075
11	Empréstimos dos Bancos Comerciais no Setor Privado, Comércio	7	0,6229	0,1838	0,1322
12	Oferta de Emprego Industrial (Grande São Paulo), Total	6	0,4666	0,2176	0,2066
13	Produção de Coque	6	0,3709	0,0243	0,0759
14	Produção de Cimento	5	0,4753	0,1423	0,0680
15	Concordatas Requeridas (São Paulo)	5	-0,5876	-0,0247	0,4460
16	Índice de Produção Real da Indústria de Material Elétrico e de Comunicações	5	0,5995	0,1783	0,1671

^aAvanço médio de 6 meses.

TABELA VII. 22

VALOR REAL DA PRODUÇÃO DE MATERIAL DE
TRANSPORTE: INDICADOR ANTECEDENTE EM
TAXAS ANUAIS ^a

Ano	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maió	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966	20,9	10,4	33,7	34,6	34,4	25,7	25,3
1967	31,7	21,0	16,1	5,1	0,8	5,5	— 3,0	4,1	3,2	1,6	4,9	5,6
1968	19,7	12,0	19,8	20,2	29,4	29,9	28,6	37,0	40,4	32,0	46,5	41,2
1969	36,1	32,0	31,7	31,6	30,0	31,1	25,0	28,0	24,4	26,9	24,0	22,1
1970	22,4	21,6	21,5	21,3	17,3	18,7	15,1	16,2	21,4	18,3	18,6	18,9
1971	19,2	19,6	19,7	19,3	21,5	20,5	25,2	23,2	21,4	21,7	21,5	23,5
1972	22,9	23,9	25,6	25,1	24,3	26,6	26,3	26,9	26,6	20,2	26,9	26,8
1973	28,8	27,0	28,1	27,4	31,4	20,1	30,6	31,4	31,1	34,1	35,3	32,3
1974	33,8	32,3	32,0	32,3	20,6	28,1	30,4	29,2	25,8	27,9	16,1	17,2
1975	13,5	15,1	11,2	11,3	8,8	14,3	10,2	9,6	12,7	18,1	16,4	17,5
1976	18,9	10,6	21,7	23,5	23,9	26,0	27,7	30,2	27,7	31,7	34,7	31,4
1977	28,0 ^b	29,0 ^b	29,5 ^b	22,5 ^b	16,7 ^b	13,2 ^b						

^aVeja composição na Tabela VII. 21.^bProvisório.

TABELA VII.23

ÍNDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA DE MATERIAL DE TRANSPORTE: VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O INDICADOR COINCIDENTE

Nº.	Variáveis	Correlação com a Variável-Referência	Média	Desvio-Padrão
1	Índice de Produção Real da Indústria de Bebidas	0,7467	0,1035	0,1029
2	Produção de Autoveículos	0,7107	0,2029	0,1342
3	Índice de Produção Real da Indústria de Minerais Não-Metálicos	0,6059	0,1589	0,0725
4	Índice de Produção Real da Indústria de Alimentos	0,5166	0,0856	0,0751
5	Índice de Produção Real da Indústria Metalúrgica	0,4730	0,1284	0,0888
6	Índice de Produção Real da Indústria de Borracha	0,3337	0,1561	0,0800

TABELA VII.24

VALOR REAL DA PRODUÇÃO DE MATERIAL DE
TRANSPORTE: INDICADOR COINCIDENTE
EM TAXAS ANUAIS ^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maior	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966	21,8	19,1	18,1	6,0	- 5,0	-11,4
1967	-12,0	- 1,4	- 0,3	2,9	3,0	12,4	10,8	16,3	6,3	25,1	21,0	9,9
1968	5,0	85,9	23,0	35,7	28,4	13,0	31,3	14,8	30,9	34,2	40,0	45,4
1969	58,3	38,8	32,4	38,4	33,0	39,2	32,1	24,6	34,7	2,4	5,6	22,2
1970	17,5	17,3	17,3	28,0	14,2	24,2	24,4	20,8	21,5	20,8	38,3	27,0
1971	10,0	25,7	28,5	25,5	27,6	22,9	18,5	25,2	17,0	15,4	13,3	20,2
1972	20,0	23,1	21,2	20,4	28,2	29,3	21,2	32,0	25,4	31,5	26,9	30,0
1973	35,6	30,6	24,1	25,1	27,7	22,7	26,6	25,2	20,6	34,7	33,8	24,3
1974	30,0	24,8	36,7	31,4	24,7	20,5	25,5	27,2	20,0	13,5	11,4	3,5
1975	9,6	6,0	7,0	9,1	5,7	11,0	10,2	5,1	24,3	11,1	14,2	16,1
1976	18,0	20,5	24,5	18,4	6,1	5,0	5,4	11,8 ^b	6,8 ^b	6,3 ^b

^aVeja composição na Tabela VII. 23.

^b Provisório.

TABELA VII.25

**ÍNDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA DE
MATÉRIA PLÁSTICA: VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O
INDICADOR ANTECEDENTE ^a**

N.º	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Índice de Produção Real da Indústria Química	10	0,4294	0,1742	0,1050
2	Produção de Ferro-Gusa	10	0,4031	0,0764	0,0708
3	Índice de Produção Real da Indústria Têxtil	10	0,5143	0,0448	0,0745
4	Área Licenciada Total para Edificações	9	0,6172	0,0856	0,2964
5	Índice de Produção Real da Indústria de Borracha	9	0,3158	0,1561	0,0806
6	Redesconto aos Bancos Comerciais, Manufaturados	6	0,5261	0,2780	0,2326
7	Execução Financeira do Tesouro Nacional, Despesa Total	6	0,3749	0,1717	0,2224
8	Índice de Produção Real da Indústria de Bebidas	6	0,3426	0,1035	0,1029
9	Produção de Laminados	6	0,5369	0,0744	0,0815
10	Consultas para Vendas a Prazo (São Paulo)	6	0,6777	0,0303	0,2295
11	Vendas de Eletrodomésticos	4	0,4307	0,1713	0,1966
12	Índice de Produção Real da Indústria de Material Elétrico e de Comunicações	4	0,3151	0,1783	0,1671

^aAvanço médio de 7,2 meses.

TABELA VII.26

VALOR REAL DA PRODUÇÃO DE MATÉRIA
PLÁSTICA: INDICADOR ANTECEDENTE EM
TAXAS ANUAIS ^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maió	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1986	0,6	9,2	6,6	23,9	9,7
1987	1,1	37,0	10,8	8,9	15,4	11,8	31,1	24,7	56,5	30,9	9,2	0,7
1988	28,8	0,5	13,1	9,7	27,7	12,2	27,7	17,7	7,1	15,7	12,3	19,9
1989	13,6	12,0	24,8	16,7	15,8	25,7	5,5	17,5	12,4	10,5	18,9	23,7
1970	9,7	13,9	16,7	16,1	5,5	8,2	2,9	5,1	0,3	17,8	10,0	9,4
1971	15,5	13,8	13,6	14,8	17,8	24,5	26,3	18,4	17,7	16,1	14,5	22,6
1972	19,7	22,4	21,4	18,4	16,0	21,0	24,5	15,8	15,9	18,3	20,5	17,2
1973	17,5	20,7	20,9	21,6	23,0	19,5	34,4	26,3	26,0	25,3	25,7	23,7
1974	22,9	17,6	17,0	22,4	16,1	13,3	12,9	13,9	12,1	10,6	8,0	5,1
1975	5,9	12,5	7,1	6,8	10,6	11,6	4,7	5,9	9,1	10,8	12,0	15,6
1976	19,9	10,9	18,3	16,7	10,1	18,6	24,6	23,7	38,2	25,8	22,7	24,9 ^b
1977	24,0 ^b	16,9 ^b	15,5 ^b	23,1 ^b	22,0 ^b	22,3 ^b						

^aVeja composição na Tabela VII. 25.^bProvisório.

TABELA VII.27

**INDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA DE
MATÉRIA PLÁSTICA: VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O
INDICADOR COINCIDENTE**

Nº	Variáveis	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Valor dos Cheques Compensados	0,5859	0,2879	0,1058
2	Consultas com Novos Informes Negativos (Sete Praças)	0,5382	0,3619	0,2072
3	Empréstimos dos Bancos Comerciais ao Setor Privado, Total	0,5239	0,1897	0,0782
4	Oferta de Moeda, Conceito M ₂	0,5023	0,1924	0,1075
5	Produção de Autoveículos	0,3070	0,2029	0,1342

TABELA VII.28

VALOR REAL DA PRODUÇÃO DE MATERIA
PLASTICA: INDICADOR COINCIDENTE EM
TAXAS ANUAIS ^a

Anos	Janjeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maior	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1960	18,8	11,9	34,1	15,2	19,4	10,0	5,9	2,0	- 1,3	- 7,0	-12,8	-13,7
1967	-12,8	-12,2	- 9,3	- 2,5	- 3,0	1,7	5,6	10,1	8,9	17,7	18,6	16,1
1968	21,0	27,0	28,8	34,7	29,0	19,7	25,5	18,3	23,3	23,7	22,6	24,6
1969	27,6	22,1	18,9	16,7	15,2	19,1	15,1	11,4	14,4	6,9	7,0	10,7
1970	10,8	11,6	9,7	12,5	5,8	12,6	12,6	10,4	8,4	11,1	15,6	10,3
1971	4,2	8,2	10,0	8,1	15,7	10,4	10,9	16,2	12,6	18,7	18,4	21,9
1972	17,8	22,3	18,9	17,1	20,8	20,7	19,5	24,1	18,0	22,5	20,9	20,2
1973	28,1	27,3	20,7	24,8	28,0	23,0	25,4	28,7	29,5	31,0	32,3	20,0
1974	23,3	16,3	21,1	13,0	8,3	1,1	9,7	5,1	5,8	1,0	- 2,1	7,4
1975	2,8	3,1	2,4	12,3	9,1	24,6	14,4	12,5	17,7	13,1	16,2	8,9
1976	19,6	14,3	10,2	5,0	7,2	3,7	1,0	2,8	1,0 ^b	- 1,7 ^b

^aVeja composição na Tabela VII. 27.

^bProvisório.

TABELA VII.29

**ÍNDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA
MECÂNICA: VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O
INDICADOR ANTECEDENTE ^a**

N ^o	Variável	Avanço em Mese	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Consultas para Vendas a Prazo (São Paulo)	10	0,62	0,0303	0,2295
2	Produção de Minério de Manganês	10	0,34	0,1353	0,8129
3	Índice de Produção Real da Indústria Têxtil	10	0,50	0,0448	0,0745
4	Empréstimos por Aceites Cambiais	10	0,55	0,2760	0,1532
5	Produção de Autoveículos	10	0,33	0,2029	0,1342
6	Consumo Industrial de Energia Elétrica (Rio-São Paulo)	9	0,33	0,1274	0,0492
7	Oferta de Emprego Industrial (Grande São Paulo), Técnicos	8	0,36	0,2314	0,2046
8	Redescontos aos Bancos Comerciais, Manufaturados	8	0,35	0,2760	0,2326
9	Concordatas Requeridas (São Paulo)	7	-0,54	-0,0247	0,4460
10	Oferta de Emprego Industrial (Grande São Paulo), Administrativo	7	0,47	0,2586	0,3453
11	Produção de Aço em Lingotes	6	0,36	0,0017	0,0557
12	Valor dos Cheques Compensados	6	0,55	0,2379	0,1058
13	Índice de Produção Real da Indústria de Matéria Plástica	6	0,54	0,1661	0,1085

Avanço médio em 7 meses.

TABELA VII.30

VALOR REAL DA PRODUÇÃO DE MECÂNICA:
INDICADOR ANTECEDENTE EM TAXAS ANUAIS ^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maior	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966	30,2	25,2	37,6	-28,4	52,7	68,3
1967	49,8	41,4	98,6	95,0	41,0	42,2	- 6,6	-35,3	-45,1	-23,8	-32,1	-37,8
1968	- 41,6	-46,7	-43,3	-27,9	-15,2	- 3,1	12,1	29,5	43,3	57,9	60,5	88,8
1969	135,1	91,9	70,4	49,1	62,3	64,3	57,2	65,6	48,8	42,5	47,4	26,7
1970	17,6	16,4	16,3	8,8	1,1	6,1	- 4,1	-21,9	-15,0	-13,7	- 8,9	- 4,6
1971	- 8,3	- 5,2	- 5,6	- 0,9	5,5	- 8,6	- 4,4	17,7	9,4	9,1	2,5	13,6
1972	24,6	25,0	25,1	25,4	18,2	33,2	26,0	31,0	20,8	39,1	30,1	29,4
1973	15,3	15,8	14,6	19,2	16,4	32,1	28,9	26,5	22,7	28,7	37,0	29,3
1974	29,3	27,2	41,4	43,7	45,4	24,0	21,9	-12,9	30,3	17,1	9,3	4,1
1975	3,5	3,6	-16,5	-20,8	-22,9	-17,9	-12,8	- 8,1	-22,0	- 6,8	- 5,5	4,7
1976	- 6,2	2,3	3,2	8,8	15,8	3,5	26,1	27,7	18,0	4,4	19,0	21,4
1977	3,8 ^b	18,0 ^b	18,7 ^b	11,4 ^b	2,1 ^b	- 2,5 ^b						

^a Veja composição na Tabela VII.29.

^b Provisório.

TABELA VII.31

**ÍNDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA
METALÚRGICA: VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O
INDICADOR ANTECEDENTE ^a**

N.º	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Redesconto aos Bancos Comerciais, Manufaturados	10	0,6907	0,2780	0,2326
2	Índice de Produção Real da Indústria de Perfumaria, Sabões e Velas	10	0,4234	0,0725	0,1923
3	Produção de Minério de Manganês	10	0,4200	0,1353	0,8120
4	Índice de Produção Real da Indústria Têxtil	10	0,6965	0,0448	0,0745
5	Produção de Laminados	10	0,7008	0,0744	0,0815
6	Consultas para Vendas a Prazo (São Paulo)	10	0,8872	0,0303	0,2295
7	Valor dos Títulos Protestados (São Paulo)	9	-0,4705	0,2662	0,3507
8	Área Licenciada Total para Edificações	9	0,3074	0,0656	0,2064
9	Vendas de Eletrodomésticos	8	0,4258	0,1713	0,1966
10	Oferta de Emprego Industrial (Grande São Paulo), Técnicos	6	0,6459	0,2314	0,2946
11	Índice de Produção Industrial Real (Minas Gerais)	6	0,5258	0,1248	0,0083
12	Índice de Produção Real da Indústria Química	5	0,5540	0,1742	0,1050
13	Empréstimos dos Bancos Comerciais ao Setor Privado, Total	4	0,8057	0,1897	0,0782
14	Índice de Produção Real da Indústria de Matéria Plástica	4	0,7193	0,1661	0,1085

^a Avanço médio de 6,8 meses.

TABELA VII.32

VALOR REAL DA PRODUÇÃO DE METALURGIA:
INDICADOR ANTECEDENTE EM TAXAS ANUAIS^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maio	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966	22,9	19,2	19,0	11,1	9,0	1,6	3,8	- 6,4
1967	- 5,2	-15,5	-29,3	-28,3	-19,1	-27,7	-14,5	-10,3	-10,6	- 5,0	- 0,1	9,7
1968	6,6	11,5	18,8	24,2	24,8	27,3	29,1	29,3	29,5	35,6	33,2	32,2
1969	22,8	21,9	20,5	18,8	23,7	23,6	19,4	18,2	15,6	14,4	10,7	10,7
1970	8,8	8,0	10,5	9,5	5,5	6,9	6,2	7,3	6,4	12,1	11,3	9,1
1971	9,0	12,5	14,3	10,9	11,3	11,8	12,3	13,8	13,3	12,5	12,1	11,0
1972	14,6	14,3	12,4	14,0	16,0	16,4	10,8	14,3	16,4	25,7	16,7	15,4
1973	13,2	14,6	16,7	17,7	16,5	17,2	17,3	10,6	17,4	11,6	21,6	17,7
1974	20,3	17,9	18,5	15,7	15,3	12,2	12,5	13,3	11,4	8,7	7,0	5,6
1975	5,9	6,5	3,1	2,0	21,0	6,5	6,0	6,3	6,1	11,4	9,2	8,8
1976	8,1	11,0	13,3	14,5	15,3	10,4	12,7	14,0	13,5 ^b	16,0 ^b	15,1 ^b	16,0 ^b
1977	10,4 ^b	11,0 ^b	10,2 ^b	15,0 ^b	12,2 ^b	10,7 ^b						

^a Veja composição na Tabela VII.31.^b Provisório.

TABELA VII.33

INDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA DE
MINERAIS NÃO-METÁLICOS: VARIÁVEIS QUE
COMPÕEM O INDICADOR ANTECEDENTE ^a

N.º	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Execução Financeira do Tesouro Nacional, Despesa Total	9	0,35	0,1717	0,2224
2	Consultas para Vendas a Prazo (São Paulo)	8	0,79	0,0303	0,2295
3	Redescontos aos Bancos Comerciais, Manufaturados	8	0,55	0,2780	0,2326
4	Valor dos Cheques Compensados	8	0,59	0,2879	0,1658
5	Empréstimos dos Bancos Comerciais ao Setor Privado, Comércio	7	0,69	0,1838	0,1322
6	Empréstimos dos Bancos Comerciais ao Setor Privado, Indústria	7	0,59	0,1745	0,0469
7	Produção de Laminados	6	0,70	0,0744	0,0815
8	Oferta de Emprego Industrial (Grande São Paulo), Administrativos	6	0,56	0,2586	0,3453
9	Empréstimos por Aceites Cambiais	6	0,52	0,2760	0,1532
10	Valor dos Títulos Protestados (São Paulo)	5	-0,43	0,2662	0,3507
11	Oferta de Moeda, Conceito M ₂	5	0,62	0,1924	0,1075
12	Financiamento e Refinanciamento Imobiliário	5	0,40	0,3065	0,1035

^a Avanço médio de 6,1 meses.

TABELA VII.34

VALOR REAL DA PRODUÇÃO DE MINERAIS
NÃO-METÁLICOS: INDICADOR ANTECEDENTE
EM TAXAS ANUAIS ^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maior	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966	-12,7	49,7	30,5	20,2	11,4	-5,7	-12,8
1967	-6,5	-21,1	-36,1	-28,1	-30,5	-38,2	-41,9	-33,5	-36,8	-29,7	-24,7	-5,1
1968	-5,8	1,8	7,5	15,4	15,8	22,5	12,3	28,4	33,2	46,2	36,2	32,5
1969	29,1	18,5	24,8	21,2	21,4	21,1	43,0	19,9	20,2	10,7	13,4	17,4
1970	15,7	13,9	7,3	5,3	5,1	1,2	3,9	6,0	3,9	4,5	5,6	6,4
1971	2,6	7,4	5,7	6,1	-1,4	4,2	2,4	1,8	3,1	-1,5	-1,8	-3,5
1972	2,2	0,9	2,1	3,8	8,6	7,7	10,5	11,0	9,9	10,3	6,5	15,4
1973	15,8	17,3	19,3	16,0	20,0	17,0	20,7	16,4	25,4	26,5	26,0	21,1
1974	20,9	17,4	17,5	21,6	18,6	15,0	12,9	8,2	3,9	-4,0	-4,9	-8,5
1975	-11,8	-14,9	-12,0	-13,0	-11,6	-10,6	-10,1	-6,0	-7,5	-1,0	2,7	9,0
1976	9,1	10,5	12,1	11,0	13,7	13,3	14,5	14,4 ^b	18,7 ^o	11,8 ^b	8,8	7,1 ^b
1977	7,8 ^b	10,4 ^b	25,1 ^b	9,4 ^b								

^a Veja composição na Tabela VII.33.

^b Provisório.

TABELA VII.35

INDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA DE
PAPEL E PAPELÃO: VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O
INDICADOR ANTECEDENTE ^a

Nº	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Redescontos aos Bancos Comerciais, Manufaturados	10	0,716	0,2780	0,2326
2	Índice de Produção Real da Indústria de Bebidas	9	0,514	0,1035	0,1029
3	Índice de Produção Real da Indústria de Material Elétrico e de Comunicações	9	0,550	0,1783	0,1071
4	Índice de Produção Real da Indústria Têxtil	9	0,656	0,0448	0,0745
5	Valor dos Títulos Protestados (São Paulo)	9	-0,646	0,2662	0,3507
6	Consultas para Vendas a Prazo (Sete Praças)	8	0,848	0,0726	0,2139
7	Índice de Produção Real da Indústria Química	8	0,693	0,1742	0,1050
8	Concordatas Requeridas (São Paulo)	8	-0,570	-0,0247	0,4460
9	Empréstimos por Aceites Cambiais	6	0,755	0,2760	0,1532
10	Oferta de Moeda, Conceito M ₂	5	0,708	0,1924	0,1075
11	Consumo de Óleo Diesel	5	0,496	0,1281	0,0803
12	Empréstimos dos Bancos Comerciais no Setor Privado, Total	4	0,490	0,1738	0,0520

* Avanço médio de 5 meses.

TABELA VII.36

VALOR REAL DA PRODUÇÃO DE PAPEL E PAPELÃO:
INDICADOR ANTECEDENTE EM TAXAS ANUAIS *

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maió	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1960	10,1	4,4	18,8	25,9	21,1	14,7	14,4	8,1
1967	7,1	- 2,1	-11,7	-15,9	-11,5	-14,2	- 4,8	- 5,7	-10,8	- 8,1	- 5,6	3,6
1968	2,1	8,5	10,7	25,9	21,2	24,3	27,2	27,8	27,8	28,8	24,6	22,6
1969	23,0	22,9	16,1	13,5	18,1	12,9	15,8	10,8	13,3	10,8	8,9	8,6
1970	7,2	6,0	0,2	7,7	6,6	7,4	4,6	5,6	7,6	3,2	5,5	6,2
1971	9,3	4,9	8,2	11,9	14,2	8,8	10,3	12,6	10,7	11,3	15,1	12,5
1972	9,7	11,0	11,1	10,8	12,6	10,5	8,8	10,3	9,8	11,7	11,1	10,6
1973	9,6	13,7	11,5	11,3	14,5	13,6	16,0	16,5	18,2	19,0	17,3	16,4
1974	17,9	14,8	16,3	18,3	15,6	16,1	14,5	11,8	5,6	6,8	4,1	3,5
1975	3,2	0,8	1,1	- 1,4	- 1,8	- 2,6	- 2,4	- 0,9	3,1	2,9	3,8	5,1
1976	5,6	7,6	7,6	8,0	6,8	11,4	7,2	9,1	10,6	11,6	11,0	10,1 ^b
1977	15,5 ^b	10,3 ^b	10,2 ^b	8,3 ^b	6,1 ^b							

* Veja composição na Tabela VII.35.

b Provisório.

TABELA VII.37

ÍNDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA DE
 PERFUMARIA, SABÕES E VELAS: VARIÁVEIS QUE
 COMPOEM O INDICADOR ANTECEDENTE ^a

Nº	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Produção de Ferro-Gusa	10	0,3063	0,0764	0,0706
2	Oferta de Emprego Industrial (Grande São Paulo), Vendas	10	0,4049	0,1119	0,3165
3	Área Licenciada para Edificações Não-Residenciais	10	0,3313	0,1451	0,3717
4	Execução Financeira do Tesouro Nacional, Despesa Total	9	0,4023	0,1717	0,2224
5	Produção de Sínter	9	0,3718	0,0626	0,1012
6	Índice de Produção Real da In- dústria Têxtil	8	0,3561	0,0448	0,0745
7	Valor dos Cheques Compensados	6	0,4243	0,2879	0,1658
8	Consultas para Vendas a Prazo (São Paulo)	5	0,7874	0,0303	0,2205
9	Redesconto nos Bancos Comer- ciais, Manufaturados	4	0,4363	0,2780	0,2326
10	Produção de Laminados	4	0,7857	0,0744	0,0815
11	Empréstimos por Aceites Cam- biais	3	0,3401	0,2760	0,1532
12	Empréstimos dos Bancos Comer- ciais ao Setor Privado, Comér- cio	2	0,5066	0,1838	0,1322

^a Avanço médio de 6,2 meses.

TABELA VII.38

VALOR REAL DA PRODUÇÃO DE PERFUMARIA,
SABÕES E VELAS: INDICADOR ANTECEDENTE
EM TAXAS ANUAIS ^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maior	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966	6,9	39,1	34,5	29,9	13,2	7,8	8,4	4,6	- 5,9	-22,4
1967	-22,8	-16,7	-24,8	-30,8	-15,5	-23,6	-22,8	-20,1	-16,6	1,3	3,9	24,0
1968	20,3	- 8,7	21,2	39,1	32,4	38,6	48,3	48,3	24,4	45,6	29,7	20,4
1969	48,4	22,1	25,8	21,1	13,5	12,3	11,4	16,1	21,6	- 0,2	4,6	5,6
1970	4,1	2,2	3,0	5,3	3,3	- 2,5	- 1,7	- 6,2	- 2,9	- 1,7	-12,2	- 2,9
1971	- 1,2	- 4,0	2,1	8,3	2,6	5,7	1,0	7,3	- 1,2	4,9	20,2	13,0
1972	14,2	16,9	16,9	12,2	19,5	19,2	23,0	22,1	23,4	15,9	15,0	23,2
1973	19,1	22,8	13,9	17,2	18,0	18,1	21,2	21,8	21,3	25,8	14,9	5,6
1974	8,4	12,8	11,6	9,0	5,3	2,1	0,6	- 4,3	- 4,3	-11,5	11,0	21,2
1975	20,5	23,6	22,1	16,1	13,8	- 1,0	- 2,2	5,3	- 5,1	8,4	12,4	16,0
1976	17,7	10,2	20,5	14,5	24,8	16,8	32,1	18,9	7,5	16,0	28,8	17,1 ^b
1977	13,0 ^b	12,7 ^b	2,8 ^b	6,4 ^b	1,0 ^b	12,2 ^b	7,8 ^b					

^a Veja composição na Tabela VII.37.^b Provisório.

TABELA VII.39

**ÍNDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA
QUÍMICA: VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O
INDICADOR ANTECEDENTE ^a**

Nos	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Área Licenciada para Edificações Não-Residenciais	9	0,47	0,1451	0,3717
2	Índice de Produção Real da In- dústria Têxtil	9	0,63	0,0448	0,0745
3	Índice de Produção Real da In- dústria de Alimentos	9	0,45	0,0858	0,0751
4	Execução Financeira do Tesouro Nacional, Despesa Total	8	0,42	0,1717	0,2224
5	Empréstimos dos Bancos Comer- ciais ao Setor Privado, Produ- ção Industrial	5	0,48	0,1745	0,0460
6	Empréstimos dos Bancos Comer- ciais ao Setor Privado, Comér- cio	4	0,54	0,1833	0,1322
7	Produção de Cimento	3	0,42	0,1423	0,0680
8	Valor dos Títulos Protestados (São Paulo)	2	-0,60	0,2662	0,3507

^a Avanço médio de 4,5 meses.

TABELA VII.40

VALOR REAL DA PRODUÇÃO DE QUÍMICA:
INDICADOR ANTECEDENTE EM TAXAS ANUAIS ^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maior	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966	4,3	20,6	8,7	19,2	9,7	2,4	-1,9	0,6	-14,5	-2,7
1967	-6,6	-10,9	-12,8	-9,5	-7,4	-11,0	-5,4	1,7	13,2	10,3	24,6	20,0
1968	20,5	18,2	22,8	12,9	32,0	27,6	31,7	23,5	30,0	26,5	12,8	20,3
1969	22,1	22,6	22,0	14,1	16,3	21,2	16,9	18,4	14,4	17,5	20,1	19,9
1970	16,9	17,4	14,2	18,3	15,5	17,1	19,4	16,7	19,8	16,4	15,2	13,9
1971	18,1	12,7	18,8	12,8	16,3	15,5	18,9	17,4	11,9	11,4	15,3	20,1
1972	12,2	17,8	17,0	19,0	16,7	17,0	15,3	19,0	20,7	22,6	27,8	23,4
1973	24,5	27,9	24,4	23,3	25,8	25,3	26,0	26,7	28,7	25,8	23,0	19,2
1974	23,6	17,8	18,7	20,7	13,2	15,7	14,4	11,9	7,8	7,2	2,1	20,5
1975	9,3	10,4	7,2	10,1	11,0	8,7	11,9	12,5	11,5	18,3	20,2	18,3
1976	13,5	14,7	19,5	20,6	18,5	10,1	17,8	22,7	31,4	10,2	18,2	21,5 ^b
1977	21,0 ^b											

^aVeia composição na Tabela VII. 39.^bProvisório.

TABELA VII.41

ÍNDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA TÊXTIL,
VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O INDICADOR
ANTECEDENTE ^a

Nos	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Oferta de Emprego Industrial (Grande São Paulo), Vendas	8	0,0750	0,1119	0,3165
2	Redesconto aos Bancos Comerciais, Agropecuária	7	0,3451	-0,0004	0,2400
3	Exportações, Produtos Industrializados, Semimanufaturados	7	0,2792	0,5892	0,4625
4	Financiamento e Refinanciamento Imobiliário	6	0,5821	0,3065	0,1035
5	Exportações, Total	6	0,2875	0,6025	0,3051
6	Índice BV da Bolsa de Valores (Rio de Janeiro)	6	0,4230	0,4824	1,2781
7	Área Licenciada para Edificações Não-Residenciais	3	0,3814	0,1451	0,3717
8	Valor dos Títulos Protestados (São Paulo)	3	-0,5850	0,2662	0,3507
9	Vendas de Electrodomésticos	1	0,4010	0,1713	0,1966

^a Avanço médio de 4,4 meses.

TABELA VII.42

VALOR REAL DA PRODUÇÃO TÊXTIL:
INDICADOR ANTECEDENTE EM TAXAS ANUAIS ^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maior	Junho	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966	- 4,9	9,2	- 4,3	2,9	8,0	8,0	-18,9	-21,5	- 9,8	-22,2
1967	2,7	-11,0	-14,5	-11,5	-11,6	1,6	- 6,4	5,3	5,3	8,9	11,9	8,3	12,3
1968	12,6	12,2	12,8	10,5	4,6	9,5	8,7	5,7	5,7	3,5	3,2	17,1	3,6
1969	7,5	6,4	3,6	3,4	2,3	7,0	3,3	4,2	4,2	7,4	3,7	1,3	6,4
1970	10,8	12,3	11,6	7,4	10,6	8,0	8,8	10,8	10,8	9,4	9,3	11,7	8,6
1971	11,3	10,6	11,9	14,5	8,0	11,1	8,4	7,8	7,8	6,6	6,2	6,6	9,4
1972	6,2	5,9	3,9	5,4	9,7	7,0	6,8	8,8	8,8	6,4	9,7	8,2	6,3
1973	8,5	6,7	6,0	4,6	2,8	4,0	8,7	3,3	3,3	4,9	3,7	3,4	2,4
1974	1,1	2,5	2,8	3,6	- 0,4	- 3,6	- 1,1	1,5	1,5	- 2,7	- 3,0	- 1,1	- 3,3
1975	- 2,6	- 2,7	- 6,3	0,2	0,8	8,2	3,1	6,3	6,3	5,6	8,4	4,5	5,0
1976	6,6	6,8	4,8	7,1	6,4	3,1	- 2,4	2,5	2,5	1,6	7,7	2,9	4,4
1977	2,3 ^a	2,3 ^b	- 0,4 ^b	- 0,6 ^b	- 1,1 ^b								

^aVeja composição na Tabela VII. 41.

^bProvisório.

TABELA VII.43

**ÍNDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA TÊXTIL,
VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O INDICADOR
COINCIDENTE**

N ^o	Variáveis	Correlação com a Variável- Referência	Média	Desvio- Padrão
1	Consultas para Vendas a Prazo (Sete Praças)	0,9067	0,0726	0,2139
2	Índice de Produção Real Industrial (São Paulo)	0,7125	0,1399	0,0773
3	Índice de Produção Real da Indústria Química	0,5537	0,1742	0,1050
4	Área Licenciada para Edificações Residenciais	0,5228	0,0321	0,2953
5	Índice de Produção Real da Indústria de Alimentos	0,4716	0,0856	0,0751
6	Índice de Produção Real da Indústria de Matéria Plástica	0,3262	0,1661	0,1085
7	Produção de Autoveículos	0,3112	0,2029	0,1342
8	Execução Financeira do Tesouro Nacional, Despesa Total	0,2526	0,1717	0,2224

TABELA VII.44

VALOR REAL DA PRODUÇÃO TÊXTIL: INDICADOR
COINCIDENTE EM TAXAS ANUAIS ^a

Anos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maio	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1960	10,5	- 5,7	8,0	7,7	9,5	- 0,3	- 1,2	8,7	0,3	5,0	- 7,2	- 10,8
1967	- 5,4	- 3,0	1,7	0,6	- 6,1	- 5,0	3,0	- 3,6	- 3,6	0,3	5,1	- 9,1
1968	1,6	6,2	- 0,2	5,6	4,9	1,3	4,9	- 2,2	8,9	8,5	9,4	21,2
1969	15,8	11,3	11,6	8,6	7,3	10,9	4,8	- 0,2	3,6	- 5,8	- 0,1	1,4
1970	3,8	0,5	- 0,3	3,6	- 1,9	3,4	3,1	2,9	3,5	11,1	9,4	6,5
1971	- 2,0	8,1	10,4	4,4	10,2	6,8	6,2	4,8	3,1	1,0	2,2	6,8
1972	4,0	4,4	2,8	4,5	10,3	9,2	3,4	7,9	5,1	11,0	11,0	11,4
1973	13,8	12,5	5,1	6,1	4,4	3,1	- 0,1	6,6	8,1	8,0	6,5	1,9
1974	4,8	- 0,4	4,4	4,5	8,2	- 3,0	0,1	- 2,3	- 3,9	- 4,1	- 4,1	- 5,6
1975	- 4,6	0,0	- 3,4	- 3,2	- 4,5	2,7	- 2,9	- 8,8	- 2,6	- 2,1	1,0	- 1,0
1976	5,5	5,4	5,0	1,0	3,9 ^b	3,3 ^b	1,6 ^b	- 8,1 ^b	- 7,6 ^b	- 4,2 ^b
1977												

^aVeja composição na Tabela VII. 43.
^bProvisório.

TABELA VII.45

ÍNDICE DE PRODUÇÃO REAL DA INDÚSTRIA DE VESTUÁRIO, CALÇADOS E ARTEFATOS DE TECIDOS: VARIÁVEIS QUE COMPÕEM O INDICADOR ANTECEDENTE ^a

N ^o	Variáveis	Avanço em Meses	Correlação com a Variável-Referência	Média	Desvio-Padrão
1	Índice de Produção Real da Indústria de Bebidas	10	0,4205	0,1035	0,1029
2	Salário Médio da Indústria de Transformação (Brasil)	10	0,4353	0,0481	0,0302
3	Produção de Laminados	10	0,6510	0,0744	0,0815
4	Consultas com Novos Informes Negativos (São Paulo)	10	0,6107	0,4607	0,3809
5	Oferta de Emprego Industrial (Grande São Paulo), Técnicos	10	0,4168	0,2314	0,2946
6	Empréstimos por Aceites Cambiais	10	0,3960	0,2760	0,1532
7	Empréstimos dos Bancos Comerciais ao Setor Privado, Comércio	10	0,5355	0,1838	0,1322
8	Índice de Produção Real da Indústria de Perfumaria, Sabões e Velas	9	0,3187	0,0725	0,1023
9	Emprego Industrial (Estado de São Paulo)	9	0,7270	0,0790	0,0462
10	Produção de Cimento	9	0,4511	0,1423	0,0680
11	Valor dos Cheques Compensados	9	0,4614	0,2879	0,1658
12	Oferta de Moeda, Conceito M ₁	8	0,8692	0,1182	0,1060
13	Produção de Coque	7	0,5014	0,0243	0,0759
14	Consumo de Óleo Diesel	7	0,4790	0,1281	0,0803
15	Pessoal Ocupado na Indústria de Transformação (São Paulo)	7	0,7354	0,0664	0,0335
16	Concordatas Requeridas (São Paulo)	7	-0,4237	-0,0247	0,4460
17	Índice de Produção Real da Indústria de Matéria Plástica	6	0,4924	0,1661	0,1085
18	Índice de Produção Real da Indústria de Transporte	6	0,3304	0,2426	0,1062
19	Índice de Produção Industrial Real (Rio de Janeiro)	6	0,8399	0,1039	0,1149

Avanço médio de 7,8 meses.

TABELA VII.46

VALOR REAL DA PRODUÇÃO DE VESTUÁRIO,
CALÇADOS E ARTEFATOS DE TECIDOS:
INDICADOR ANTECEDENTE EM TAXAS ANUAIS ^a

Ano	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maior	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1966	-48,9	5,3	12,1	17,1	23,4
1967	20,6	37,8	50,7	26,1	6,9	-10,9	-25,6	-26,1	-33,0	-36,7	-50,8	-42,0
1968	-36,4	-40,2	-31,5	-30,6	-6,3	-0,5	16,3	15,8	25,0	14,8	56,9	56,2
1969	60,3	81,8	69,1	72,8	49,6	41,9	46,4	49,2	48,1	48,7	40,4	27,0
1970	21,6	10,7	9,5	1,7	2,8	6,3	1,3	-9,0	-9,4	-10,7	-7,9	-9,3
1971	-4,1	-0,3	-1,2	2,6	7,8	4,6	2,6	4,1	5,3	8,2	-1,3	6,2
1972	4,1	-0,9	6,3	0,8	3,5	7,9	11,9	14,9	17,6	9,6	20,5	26,0
1973	17,6	27,2	25,4	33,5	31,9	32,2	34,2	38,8	29,5	40,3	41,8	35,0
1974	56,8	57,3	57,7	49,7	64,5	47,2	54,4	45,2	46,1	39,6	35,0	27,7
1975	13,6	6,5	-5,6	-0,9	-25,5	-13,3	-16,6	-20,4	-20,1	-15,3	-16,0	-11,8
1976	-11,9	-6,2	1,0	1,7	7,0	4,0	1,9	27,6	19,9	12,4	18,8	22,6 ^b
1977	9,1 ^b	8,4 ^b	1,3 ^b	-5,2 ^b	-4,4 ^b	1,3 ^b						

^aVeja composição na Tabela VII. 45.

^bProvisório.

FIGURA VII-1
VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DE PERNAMBUCO

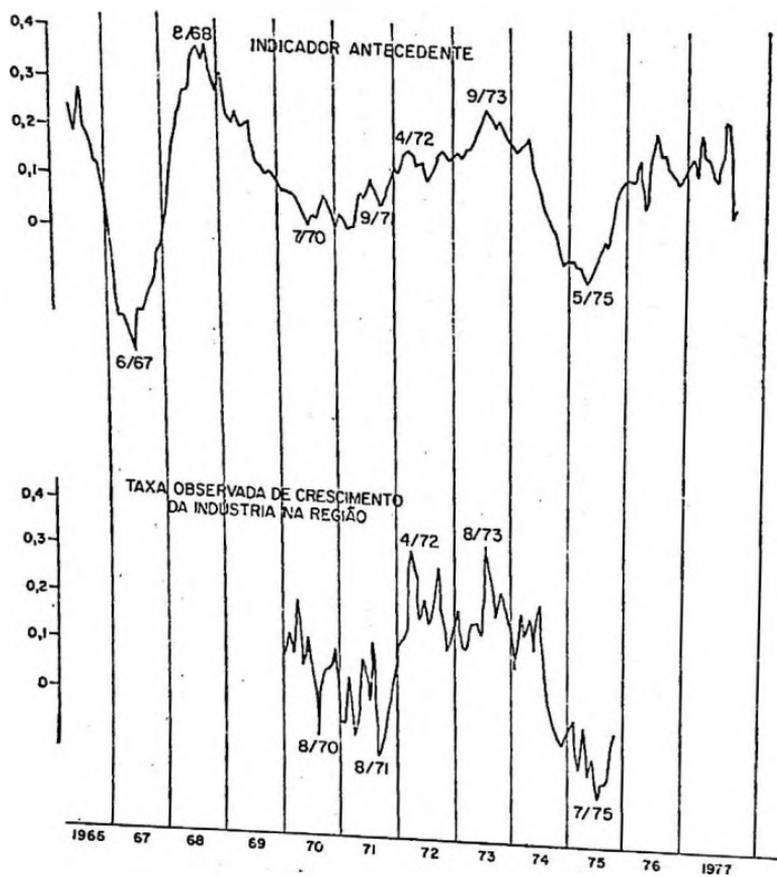


FIGURA VII-2

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DE MINAS GERAIS

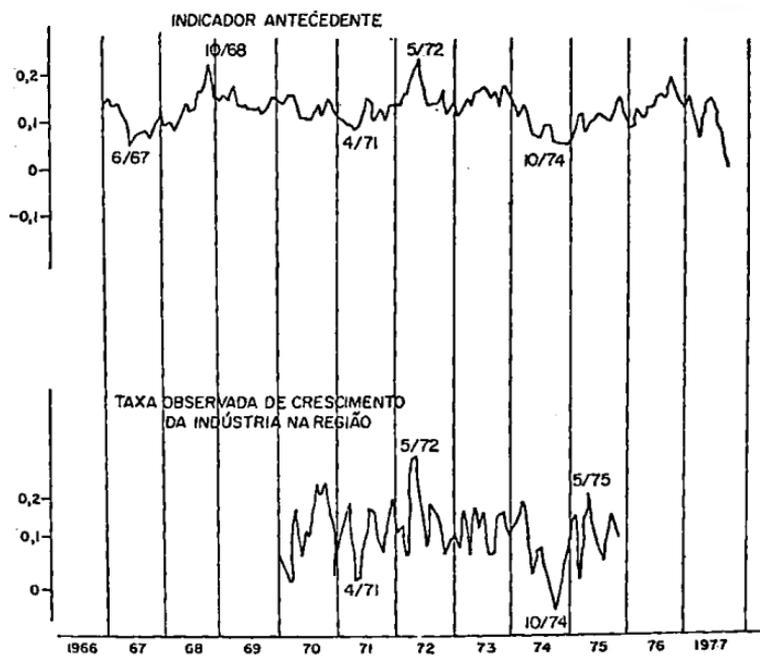


FIGURA VII-3

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DO MUNICÍPIO DO RIO DE JANEIRO (ANTIGO ESTADO DA GUANABARA)

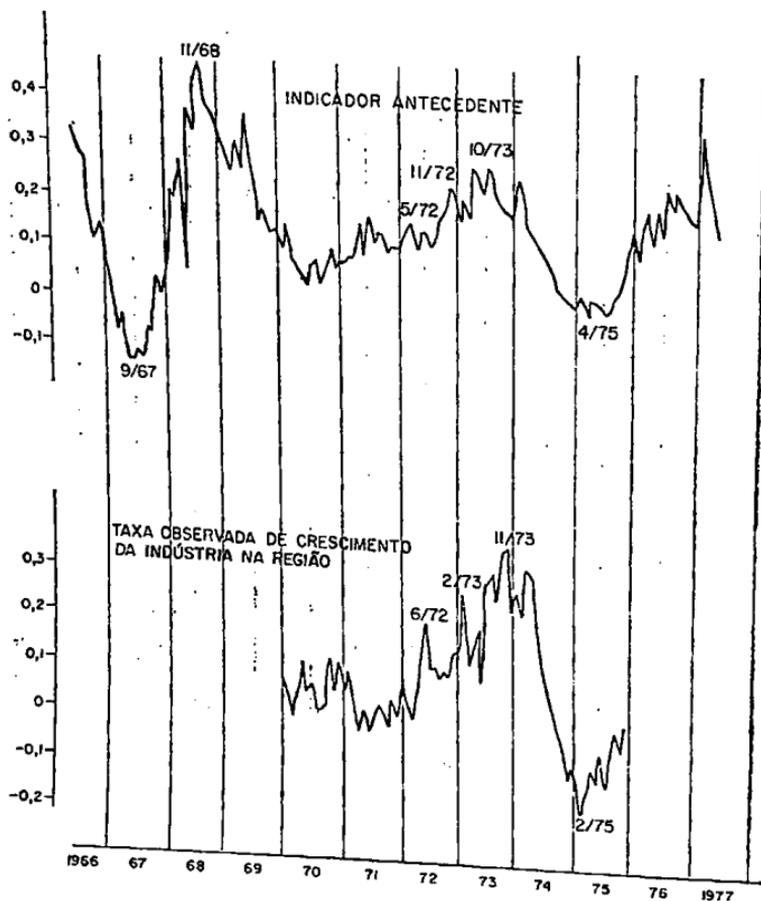


FIGURA VII-4

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DO RIO GRANDE DO SUL

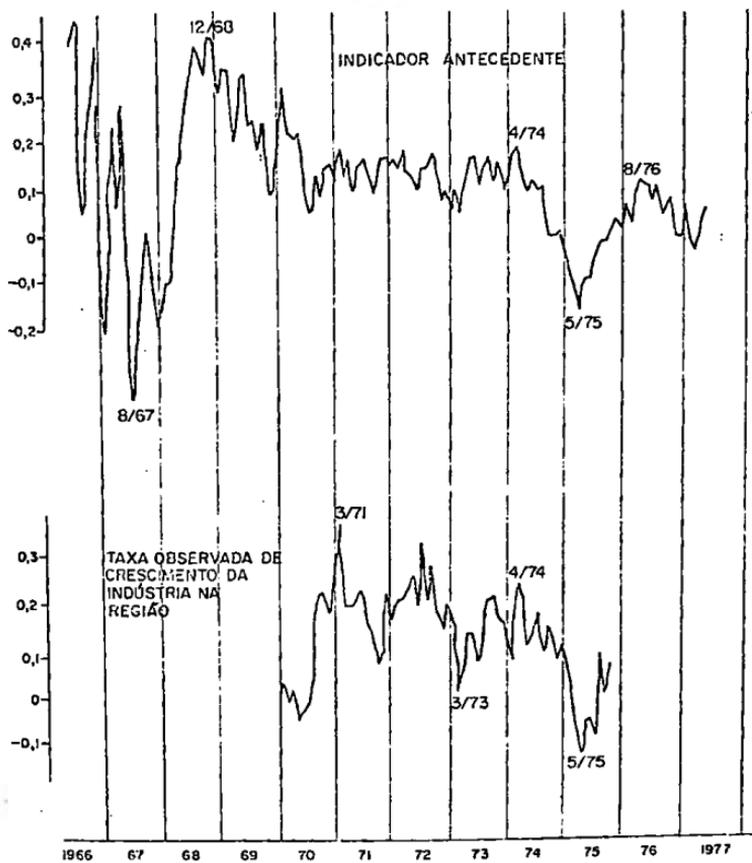


FIGURA VII-5

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL : ALIMENTOS

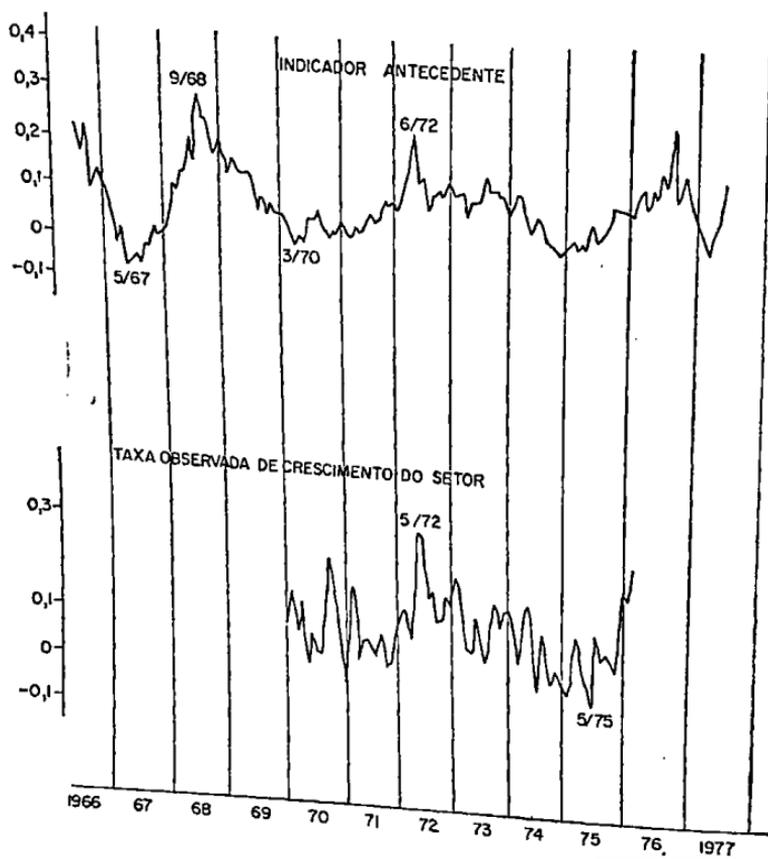


FIGURA VII-6

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL: BEBIDAS

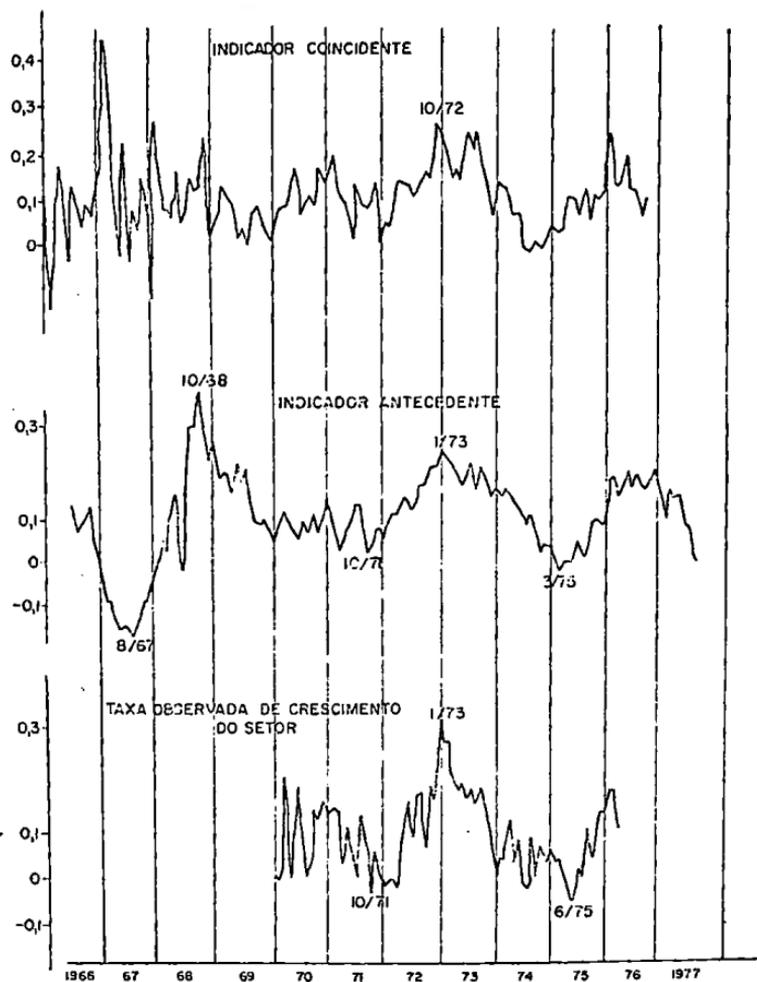


FIGURA VII-7

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL : BORRACHA

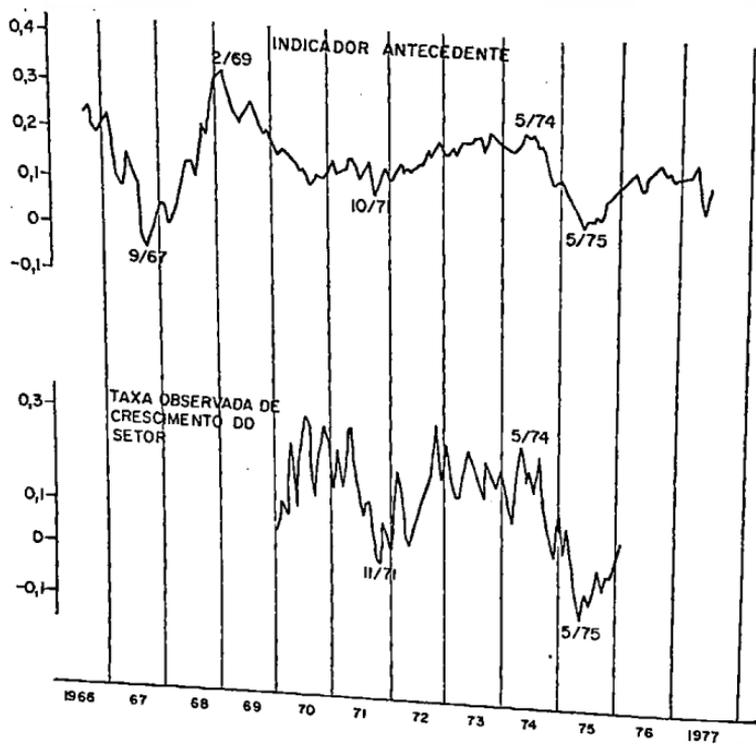


FIGURA VII-8

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL: FUMO

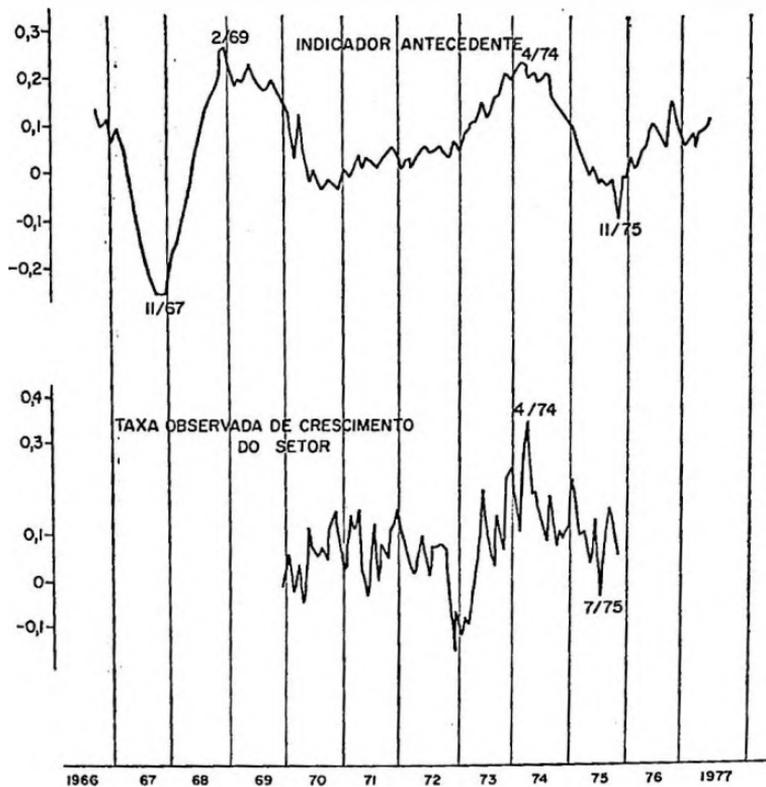


FIGURA VII-9

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL : MATERIAL ELÉTRICO E DE COMUNICAÇÕES

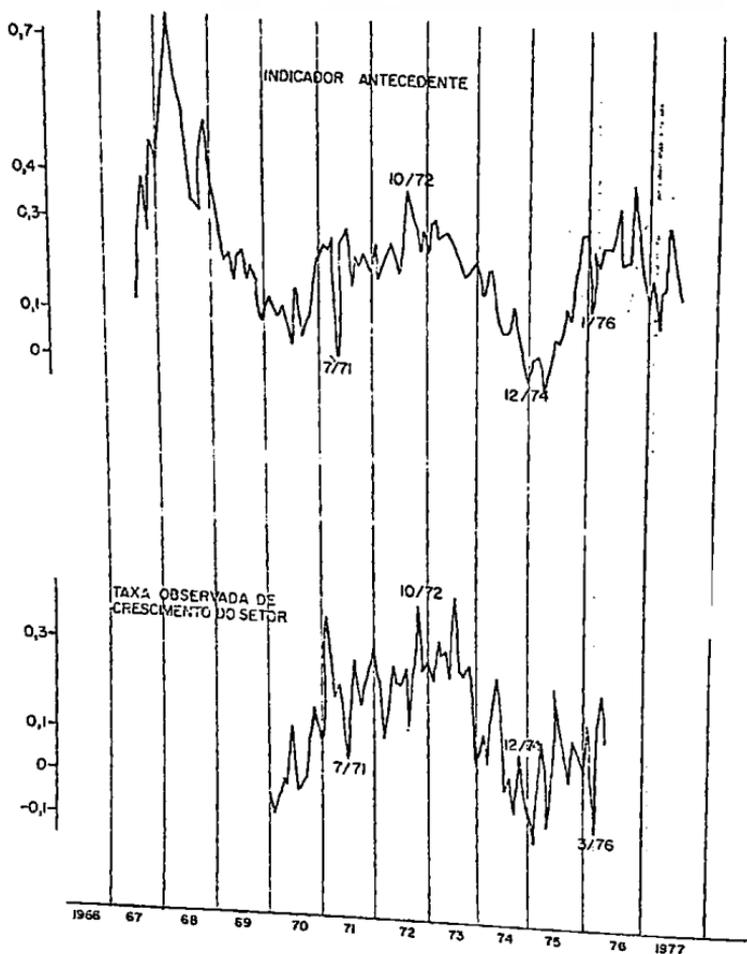


FIGURA VII-10

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL : MATERIAL DE TRANSPORTE

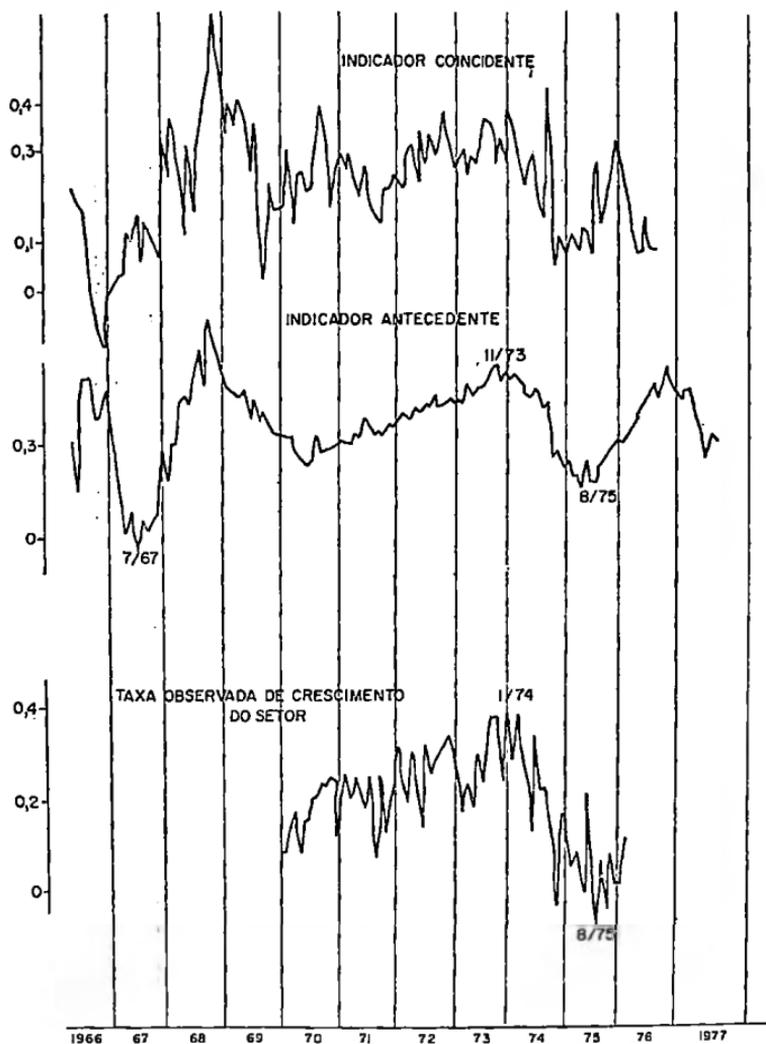


FIGURA VII - 11

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL : MATÉRIAS PLÁSTICAS

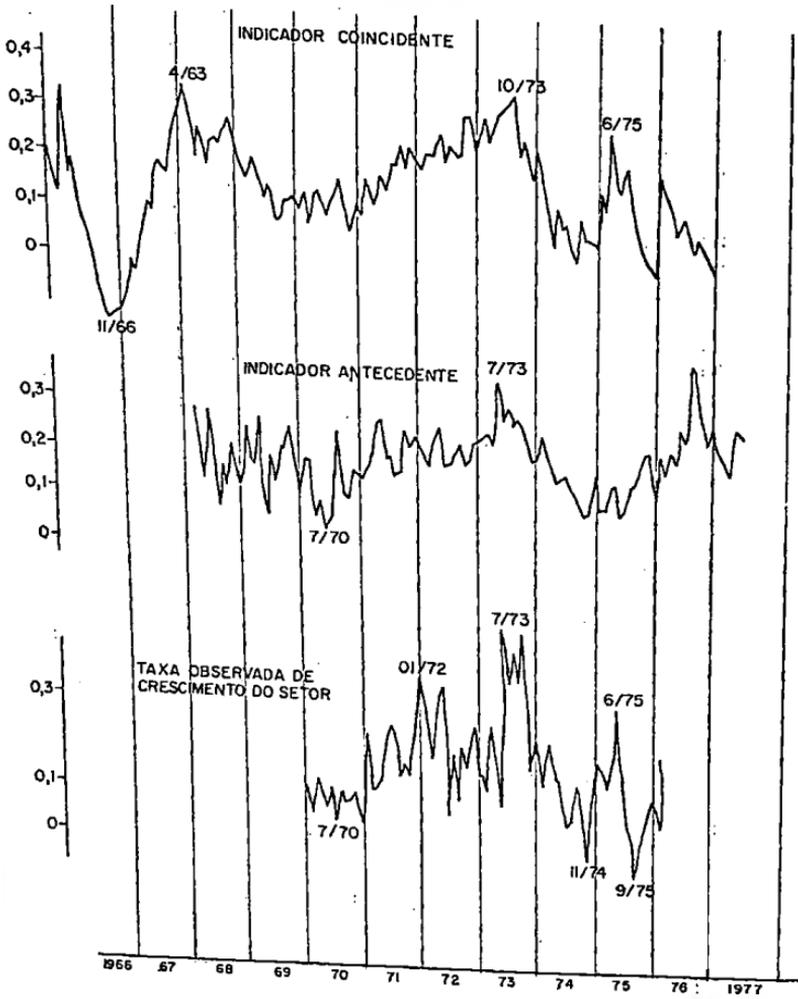


FIGURA VII-12

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL : MECÂNICA

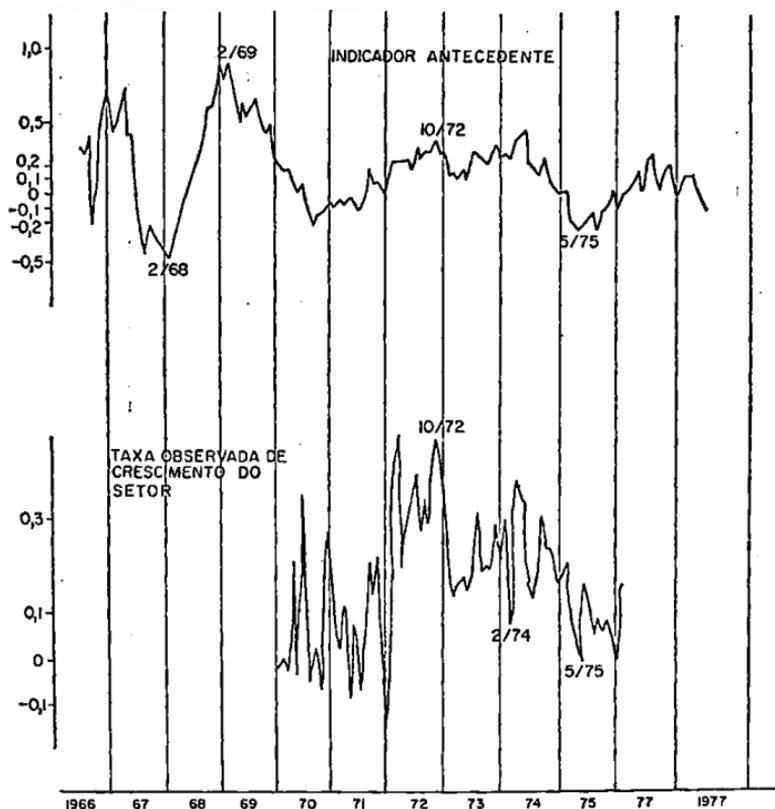


FIGURA VII-13

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL : METALURGIA

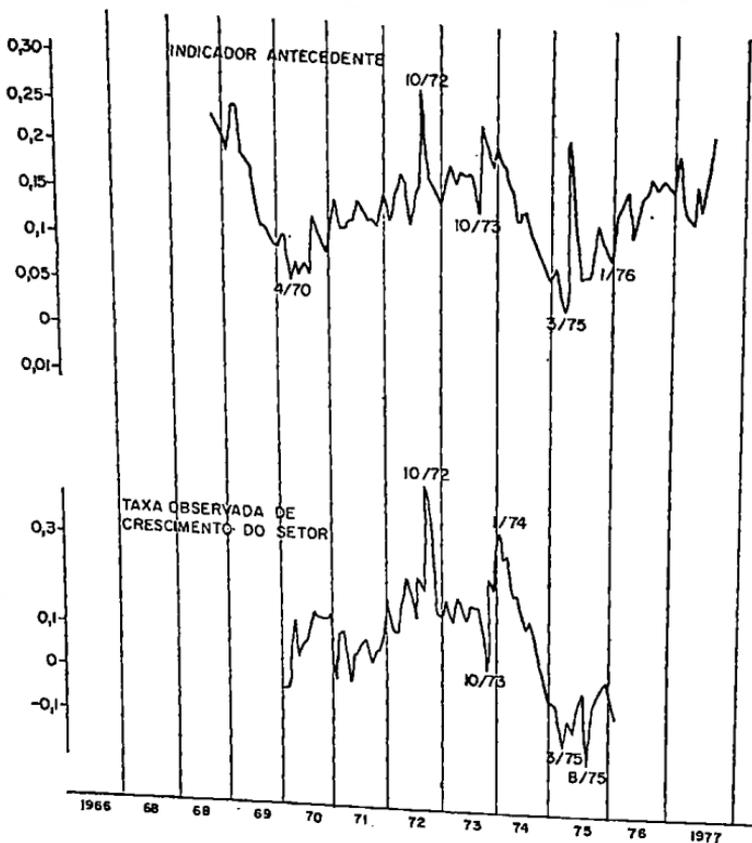


FIGURA VII-14

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL : MINERAIS NÃO-METÁLICOS

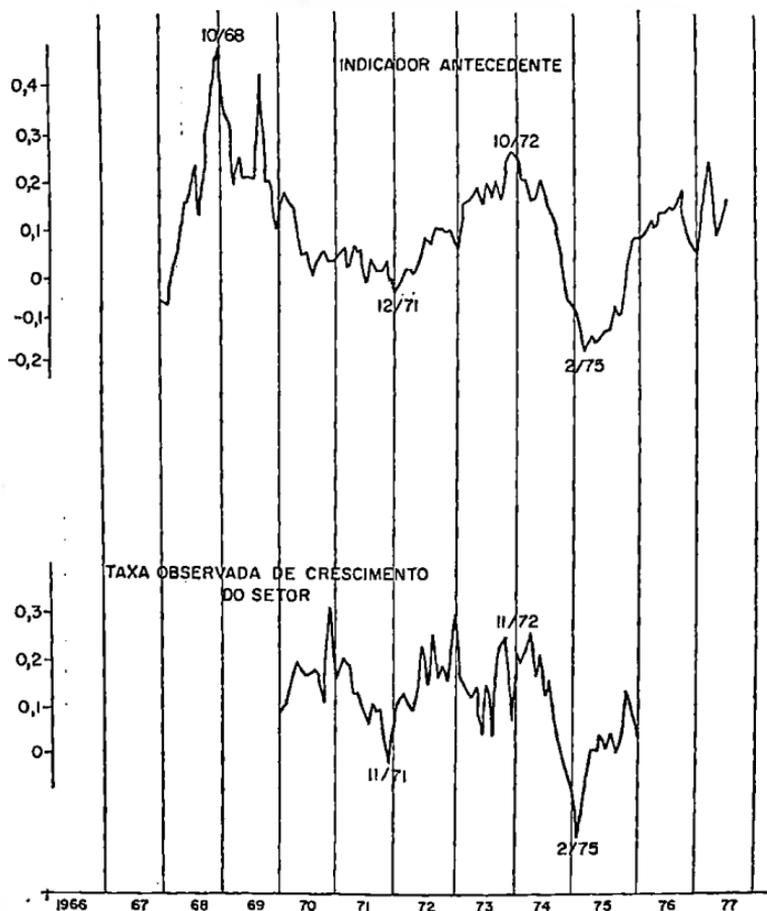


FIGURA VII - 15

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL : PAPEL E PAPELÃO

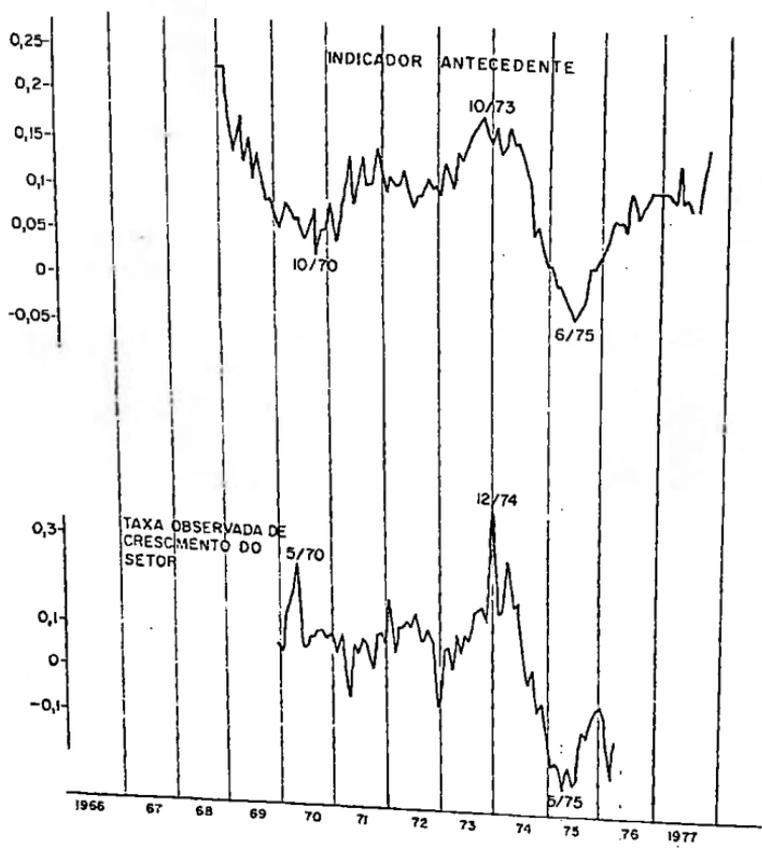


FIGURA VII - 16

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL : PERFUMARIA, SABÕES E VELAS

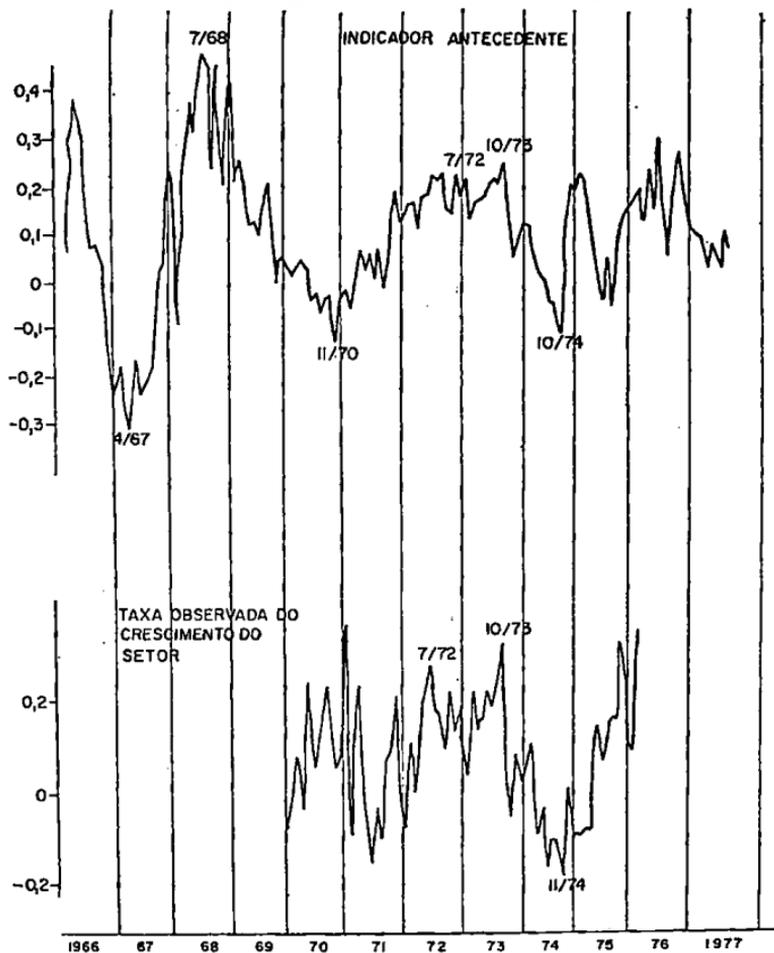


FIGURA VII-17

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL : PRODUTOS QUÍMICOS

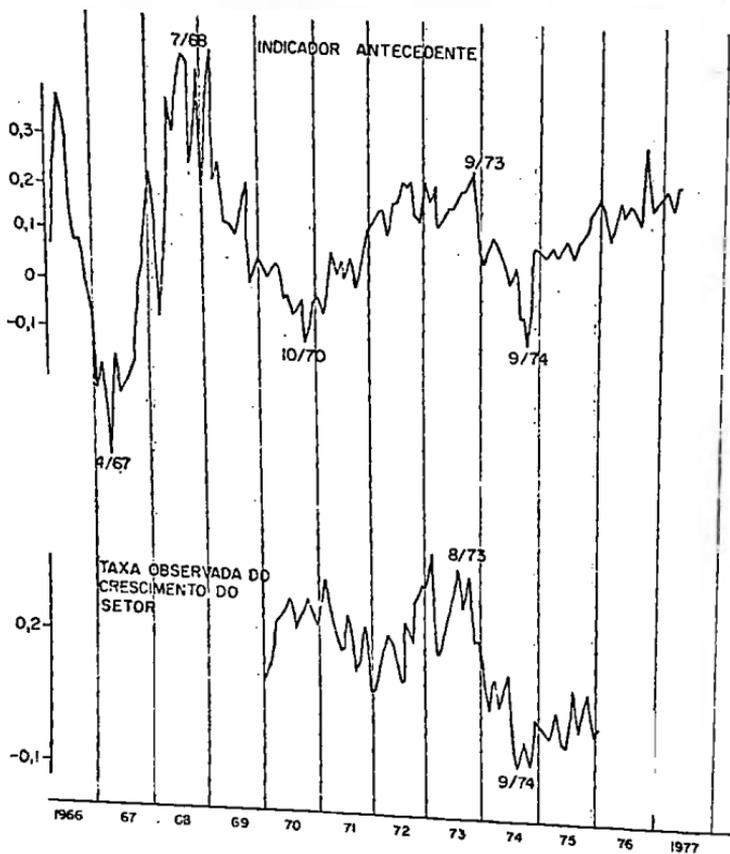
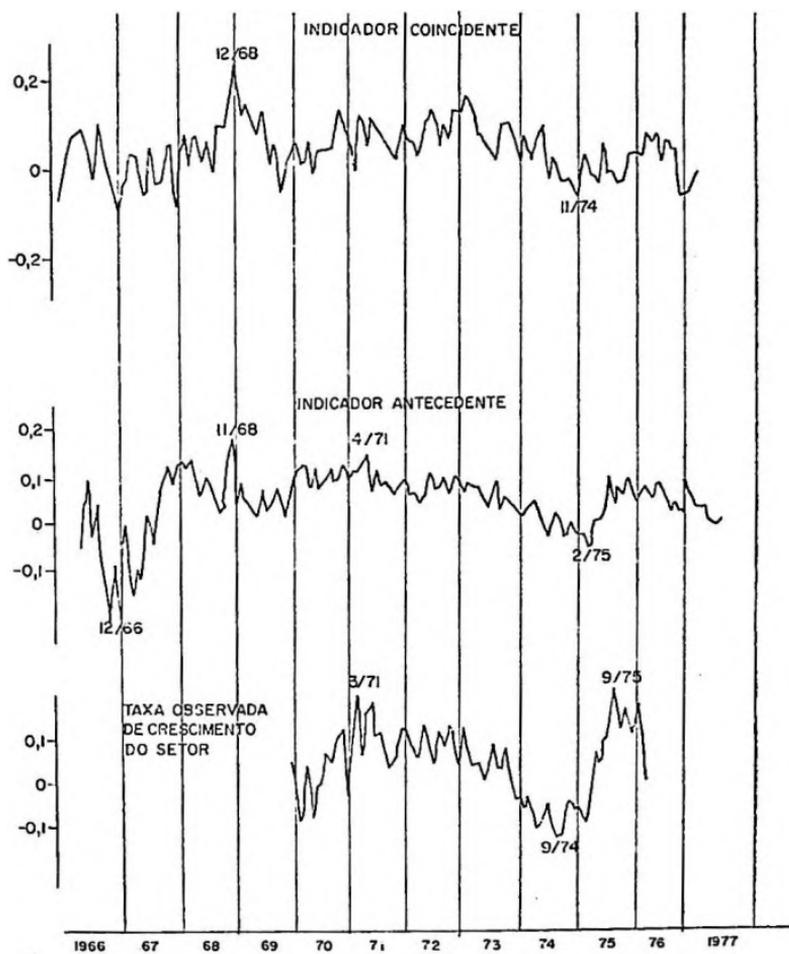


FIGURA VII-18

VALOR REAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL: INDÚSTRIA TÊXTIL



VIII

A TÉCNICA DE HYMANS

Hymans,¹ em trabalho publicado em 1973, mostrou que o indicador antecedente do NBER tem a tendência de apontar um número excessivo de “falsos sinais”. No período 1948/71, observou ele que aproximadamente metade (49,1%) das previsões de reversão cíclica revelaram-se falsas *ex-post*. E concluiu que se o indicador antecedente do NBER prevê uma reversão, a melhor estratégia é jogar “cara-ou-coroa” para aceitar ou rejeitar a informação, pois os eventos são equiprováveis!²

O principal defeito apontado pelos críticos do indicador antecedente do NBER é a sua vulnerabilidade a “falsos sinais”, e Hymans apressa-se em sugerir mudanças na metodologia para evitar ou reduzir tal defeito. “Falsos sinais” são movimentos característicos de curto prazo. A decomposição

¹ Saul H. Hymans, “On the Use of Leading Indicators to Predict Cyclical Turning Points”, in *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. II (1973), pp. 339-384.

² *Ibid.*, p. 253.

cíclica dos indicadores antecedente e coincidente do NBER revelou a Hymans que os ciclos de curtíssimo prazo — onde surgem os “falsos sinais” — têm uma contribuição importante a dar para a explicação da variância dos indicadores. Vale dizer, os indicadores do NBER não discriminam os movimentos cíclicos mais longos — importantes para a política — dos de curtíssimo prazo, sem importância econômica.

O exame da decomposição cíclica das variáveis que compõem os indicadores do NBER revelou que algumas delas são dominadas por flutuações erráticas (*noise*). O processo de agregação das variáveis para a formação de indicadores compostos tende a reduzir a importância destas flutuações erráticas, mas, mesmo assim, o indicador exibe um componente de curtíssimo prazo importante demais para evitar os “falsos sinais”.

Após estas revelações, Hymans sugere um indicador que denomina de “indicador antecedente espectral” (*SLI — spectral leading indicator*), que combina as informações, duplicadas em várias séries, do mesmo evento. Ao invés de um indicador geral, são sugeridos indicadores antecedentes para cada ciclo de interesse da política. Para o caso americano, Hymans desenvolveu indicadores apropriados para quatro periodicidades: 60, 40, 30 e 24 meses. Na construção de cada um deles foi minimizado o componente puramente errático.

Para melhor compreensão da metodologia sugerida por Hymans, necessitamos apresentar uma rápida descrição da técnica de análise espectral. Conforme vimos, esta técnica considera uma série temporal como a soma de grande número de processos cíclicos, cada um deles caracterizado por uma periodicidade e uma amplitude. A Figura III.3, Parte I, forneceu, inclusive, uma visão simplificada deste raciocínio.

Mais rigorosamente, diremos que o processo gerador de uma série estacionária complexa Y pode ser representado por:

$$Y(t) = \sum_{s=1}^n a_s e^{i\omega_s t} \quad (11)$$

onde $|\omega_s| \leq \pi$ é o conjunto de números reais, a_s o conjunto de variáveis aleatórias complexas, com $E|a_s| = 0$, $E|a_s, \bar{a}_p| = \sigma^2$, $E|a_s, \bar{a}_p| = 0$ para $s \neq p$, e i o número complexo $\sqrt{-1}$. Sabemos que $e^{i\omega_s t} = \cos \omega_s t + i \sin \omega_s t$, logo a variável y_t pode

ser vista como uma soma de funções periódicas, cada uma com o período $2\pi/\omega_s$.

O processo da série Y é estacionário com $E[Y(t)] = 0$, $E[Y(t), \bar{Y}(t)] = \sigma^2$, $E[Y(t), Y(t-\tau)] = \mu_\tau$, onde $\bar{Y}(t)$ é o conjugado de $Y(t)$. Pela equação (11) obtemos que a auto-

covariância $\mu_\tau = \sum_{s=1}^n \sigma_s^2 e^{i\omega_s \tau}$ ou $-\int_{-\tau}^{\tau} e^{i\omega \tau} dF(\omega)$ transfor-

ma-se em $\mu_\tau = 2 \int_0^\pi \cos \tau \omega f(\omega) d\omega$ nos processos reais (não complexos). Finalmente, a inversão formal da função autocovariância fornece a função "poder espectral" da série Y :

$$f(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left(\mu_0 + 2 \sum_{s=1}^{\infty} \mu_s \cos s\omega \right) \quad (12)$$

Nas estimativas da função poder espectral no decorrer deste texto foi utilizado o chamado estimador Tukey-Hanning para amostras finitas (Y_t ; $t = 1, 2, \dots, n$):

$$f(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left[C_0 + \sum_{s=1}^m C_s \left(1 + \cos \frac{\pi s}{m} \right) \right] \cos s\omega \quad (13)$$

onde $C_\tau = \frac{1}{n-\tau} \sum_{t=1}^{n-\tau} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-\tau} - \bar{Y})$

e m corresponde ao "retardo máximo" (*maximal lag*). Na análise dos ciclos de produtos e preços no Capítulo II, Parte I, o retardo máximo foi estabelecido em 30 anos ($m = 30$). Para as estimativas dos espectros com dados mensais na Figura III.6 e nas Tabelas III.1 e III.2, o retardo máximo correspondeu a 24 meses. Estes valores atendem à "regra de bolso" de Nerlove³ de que o retardo máximo não deve ser maior que 20% do número total de observações disponíveis. Um critério menos exigente, sugerido por Granger e Hatanaka,⁴ é de que o retardo máximo m não deve ultrapassar um terço do número de observações disponíveis. Quanto maior o valor de m , maior o número de frequências em que o espectro é calculado e, portanto, maior a variância das estimativas em cada ponto.

³ Nerlove, *op. cit.*, p. 251.

⁴ Granger e Hatanaka, *op. cit.*, p. 61.

Uma das vantagens do estimador Tukey-Hanning, além da simplicidade de cálculo, é a sua propriedade de reduzir a "fuga" (*leakage*) entre frequências próximas. No caso em que o espectro estimado é constante, a "fuga" é menor que 2%. Por outro lado, se o espectro apresentar "picos" substanciais em determinadas frequências, até 1% do espectro pode "vazar" para as frequências próximas.⁵

A análise espectral permite ainda que a relação e a defasagem entre duas variáveis sejam investigadas em cada ciclo específico. Cada série temporal é decomposta em seus vários componentes cíclicos, e a relação entre as duas séries é examinada em cada ciclo comum. Esta técnica, denominada de "espectral cruzada" (*cross-spectral*), permite quantificar com mais nitidez os efeitos, grosseiramente qualificados como de "curto", "médio" e "longo" prazos.

O "espectro cruzado" (*cross-spectrum*) entre duas variáveis X e Y na frequência ω corresponde ao conceito convencional de covariância e assume a forma:

$$f_{xy}(\omega) = c(\omega) + iq(\omega) \quad (14)$$

onde $c(\omega)$ representa o "co-espectro" (*co-spectrum*), a parte real, e $q(\omega)$ o "espectro quadratura" (*quadrature-spectrum*) a parte complexa do espectro entre os dois processos X e Y . É evidente que o valor do "espectro cruzado" depende do tamanho do espectro das duas séries, da mesma forma que a covariância depende do valor das variâncias das duas variáveis. A "coerência ao quadrado", ou simplesmente "coerência", fornece a medida de correlação entre duas variáveis em cada frequência e corresponde a:

$$C(\omega) = \frac{c(\omega)^2 + q(\omega)^2}{f_x(\omega) f_y(\omega)} = \frac{[f_{xy}(\omega)]^2}{f_x(\omega) f_y(\omega)} \quad (15)$$

onde $c(\omega)^2 + q(\omega)^2$ é a amplitude do "espectro cruzado".

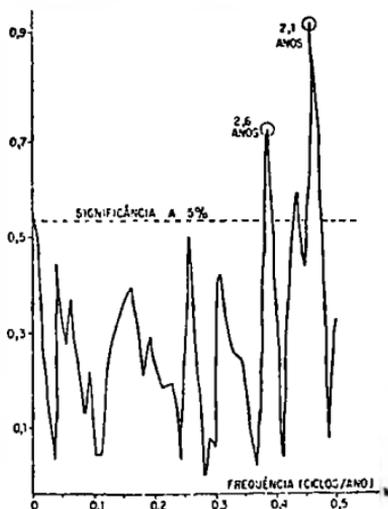
No exemplo artificial da Figura III.3, Parte I, a coerência entre X e Y seria unitária para os ciclos de 20, 12 e cinco meses e nula para os demais. Note-se que um coeficiente de correlação temporal elevado não implica necessariamente que as duas variáveis em questão sejam fortemente correlacionadas

⁵ *Ibid.*, pp. 132-133.

em todos os seus componentes cíclicos. Da mesma forma, uma correlação temporal baixa ou nula não significa que a coerência é baixa ou nula em todos os ciclos. No exemplo da Figura III.3, a correlação simples entre X e Y foi estimada em 36%, um valor relativamente baixo, embora por construção as séries estivessem perfeitamente correlacionadas (correlação de 100%) em três ciclos.

Um bom exemplo das vantagens da análise “espectral cruzada” em comparação com a técnica de regressão temporal pode ser visto ao examinarmos a “coerência” entre as taxas de variação do PIB real e do índice de preços. A coerência só é elevada e significativa nas frequências mais altas, ou seja, nos ciclos de curta duração, em torno de dois a três anos, que caracterizam o chamado “curto prazo”. Nas frequências mais baixas, ou seja, nos ciclos de longa duração, produto real e preços não estão significativamente associados. A interpretação deste resultado confirma a existência de *trade-off* temporário entre inflação e produto (a curto prazo) e rejeita um *trade-off* permanente (a longo prazo).

“COERÊNCIA” ENTRE O PRODUTO INTERNO REAL
E O NÍVEL DE PREÇOS NO BRASIL
PERÍODO 1861 / 1975



Este é um enfoque pouco usual, mas extremamente simples, para testar a “curva de Phillips”. Os resultados com a análise espectral confirmam outros testes com regressões temporais para o Brasil.⁶

Além da coerência, outras medidas importantes fornecidas pela técnica cruzada são a “fase” (*phase shift*) e o “ganho” (*gain*). O “ganho” da variável Y em relação à variável X, na frequência ω , tem o mesmo significado que o coeficiente de regressão entre Y e X (a rigor, o quadrado do coeficiente de regressão). E, como tal, sua construção é análoga. A diferença é que o “ganho” é estimado para as amplitudes das variáveis em cada ciclo isolado, enquanto o coeficiente de re-

⁶ Contador, “Crescimento Econômico...”, *op. cit.*

gressão é uma medida única e média, abrangendo todos os componentes cíclicos. Dadas as estimativas da amplitude do "espectro cruzado" e o poder espectral de X e Y , obtemos o "ganho" por:

$$G_{yz}(\omega) = \frac{f_{xy}(\omega)}{f_x(\omega)} = \frac{\sqrt{p(\omega)^2 + q(\omega)^2}}{f_x(\omega)} \quad (16)$$

onde G_{yz} é o ganho de Y em relação a X . Outra forma de estimar o ganho emprega o conceito de coerência:

$$G_{yz}(\omega) = \frac{C(\omega) f_y}{f_x} \quad (17)$$

análogo à técnica de regressão temporal, onde o coeficiente de regressão entre Y e X pode ser estimado pelo produto de correlação e o desvio-padrão da variável explicada Y , dividido pelo desvio-padrão de X . No exemplo da Figura III.3, o "ganho" da variável de Y em função de X assumiria um valor zero para o ciclo de 30 meses, indeterminado para o de oito meses, maior que um para os ciclos de 20 e 12 meses e unitário para o de cinco meses.

Finalmente, o exame de retardos e avanços entre duas variáveis em cada frequência é obtido com a chamada função "fase". A "fase" entre duas séries W e Y é dada pelo arcotangente da relação entre a parte imaginária e a real do "espectro cruzado":

$$\psi(\omega) = \text{tang}^{-1} \left[\frac{q(\omega)}{c(\omega)} \right] \quad (18)$$

A "fase" tem a desvantagem de ser expressa em radianos, uma medida angular, mas pode ser transformada na função "tau":

$$T(\omega) = \frac{\psi(\omega)}{\omega} \quad (19)$$

expressa em unidade de tempo real (anos, meses, etc.). A outra interpretação para a função "tau" leva em consideração o fato de a "fase" modificar-se com a adição ou subtração de um múltiplo de 2π :

$$T'(\omega) = \frac{2\pi - \psi(\omega)}{\omega} \quad (20)$$

No exemplo da mesma Figura III.3, Parte I, a função "tau" mostraria que a variável Y antecede a variável X em cerca de cinco meses, nos ciclos de 20 meses, e em um mês, nos ciclos de cinco meses, e que Y retarda-se em quatro meses em relação a X , nos ciclos de 12 meses. Quando a "fase" é nula para uma determinada frequência, diz-se que as duas variáveis são coincidentes naquele ciclo. Quando, porém, a "fase" assume valores muito distantes de zero, sua interpretação torna-se mais difícil, pois a série X retardando-se à série Y numa dada frequência pode ser consistente com X antecipando-se a Y na mesma frequência. Por exemplo, da mesma forma que foi dito que X antecipa-se a Y em quatro meses, nos ciclos estacionais, poderia ser contra-argumentado que Y antecipa-se a X em oito meses, nos mesmos ciclos. A ambigüidade da interpretação resulta do fato de a função "fase" ser um ângulo derivado do arco-tangente e, portanto, estar sujeita a alteração pela simples adição ou subtração de um múltiplo de 2π . Quando isto acontece, informações "externas" são adotadas, como, por exemplo, a estabilidade da função "tau", ou o menor retardo ou avanço para decidir entre avanço ou retardo entre duas variáveis.

Para desenvolver sua técnica de indicadores, Hymans faz uso basicamente dos três conceitos acima. Sabemos pela análise espectral que séries econômicas não exibem um retardo ou avanço único entre si. Retardos ou avanços entre variáveis diferem em cada periodicidade, e o critério de Hymans utiliza esta propriedade. Assim, para uma determinada periodicidade, ou ciclo com duração correspondente à frequência ω_k , é montado um indicador:

$$I_k(t) = \frac{\sum_{i=1}^N \sqrt{C_i(\omega_k)} z_{i,t-l_{ki}}}{\sum_{i=1}^N \sqrt{C_i(\omega_k)}} \quad (21)$$

onde $C_i(\omega_k)$ é a coerência entre a variável X_i e a variável-referência Y , na frequência ω_k , e $Z_{i,t-l_{ki}}$ a taxa normalizada da variável X_i com o avanço l_k meses estimado pela função "tau" na frequência ω_k . A ponderação no modelo de Hymans é dada pela raiz quadrada da coerência, ou seja, pela correlação entre variáveis, o mesmo argumento que foi defendido no presente trabalho. Naturalmente, quando uma variável X_i não está cor-

relacionada com a variável-referência Y no ciclo ω_k , sua coerência é nula (ou quase) e, conseqüentemente, também sua ponderação.⁷

Identificados os horizontes de maior importância para a política econômica, os respectivos indicadores construídos segundo a equação (21) são ponderados segundo o poder espectral da variável-referência e agregados em um novo indicador SLI :

$$SLI(t) = \frac{\sum_{k=1}^M \sqrt{f(\omega_k)} I_k(t)}{\sum_{k=1}^M \sqrt{f(\omega_k)}} \quad (22)$$

onde $f(\omega_k)$ é a variância (poder espectral) da variável-referência na frequência ω_k , correspondente à periodicidade importante para previsão da atividade econômica.

Antes de sugerir que o método de Hymans seja adotado aqui, seria interessante discutir alguns dos seus aspectos e julgar sua conveniência ao nosso caso. A metodologia alternativa desenvolvida por Hymans procurou eliminar os efeitos dos ciclos de curtíssimo prazo e das flutuações erráticas no indicador composto. Conforme foi discutido, estes componentes das frequências mais altas são responsáveis pelos "falsos sinais", tão freqüentes no indicador do NBER.

Resta perguntar se esta mesma característica é encontrada em nossos indicadores. Em princípio, a probabilidade de que tal aconteça é bem mais baixa do que a do indicador americano, pois o filtro do tipo $(1-B^{12})$ tem a vantagem de eliminar a grande maioria das flutuações erráticas e, por conseguinte, reduzir a possibilidade dos "falsos sinais". Mas será que este tipo de filtro é suficiente para evitar os "falsos sinais"?

Após construir o indicador SLI , Hymans testou-o, comparando a contribuição da variância, a correlação e os retardos e avanços nas frequências mais altas com estimativas semelhantes de outras variáveis. Ficou patente que o indicador SLI

⁷ Por construção, os pesos das variáveis são sempre positivos na técnica de Hymans. Contudo, a lógica econômica ou a própria evidência sugerem que a correlação entre X_t e Y pode ser negativa em alguns casos, tais como protestos de títulos, concordatas, etc. Este aspecto foi ignorado por Hymans.

era menos sensível às flutuações erráticas, sendo dominado pelos ciclos mais longos, exatamente aqueles de interesse preditivo.

Será interessante submeter os dois indicadores construídos no Capítulo IV, Parte I, a este tipo de teste, pois, desta forma, poderemos obter esclarecimentos importantes sobre sua propensão para apontar “falsos sinais”. A Tabela VIII.1 mostra as estimativas da função espectral para as duas variáveis-referência básicas e os respectivos indicadores antecedentes. Uma vez que estamos interessados nos detalhes do poder espectral nas frequências mais altas, o retardo máximo foi resritto agora a 12 meses ($m = 12$).

Examinemos inicialmente a decomposição cíclica da produção industrial do Brasil. A variância total das taxas de crescimento do índice do IBGE é de 0,005954, enquanto a do indicador antecedente é de 0,007048. Destas variâncias, cerca de 88 e 90% são explicados pelos ciclos mais longos que 12 meses. Portanto, a contribuição das frequências mais altas, correspondentes a ciclos mais curtos que 12 meses, é modesta. Além disto, após os ciclos de seis meses e à medida que a frequência aumenta, é interessante observar que a contribuição para a variância do indicador é sistematicamente mais baixa do que o mesmo percentual da variância da taxa de crescimento do produto industrial. Trata-se de forte evidência de que o nosso indicador antecedente para o produto industrial é pouco propenso a “falsos sinais”. A correlação entre os movimentos cíclicos tende também a decrescer com a frequência, não sendo significativamente diferente de zero as estimativas da coerência de ciclos mais curtos que quatro meses. A função “tau”, que investiga os retardos e avanços entre as duas séries, tampouco rejeita a hipótese de que o indicador, da forma como foi construído, é aproximadamente coincidente com o produto industrial.

Por sua vez, para as séries de emprego industrial em São Paulo há coincidência em algumas conclusões, mas divergência em outras. Em primeiro lugar, os ciclos mais longos permanecem como os mais importantes para a explicação da variância total das séries. Da variância total de 0,00445 das taxas observadas e de 0,01285 do indicador antecedente, cerca de 95 e 86% são explicados pelos movimentos cíclicos mais longos que 12 meses, ou seja, a série histórica estimada para o indicador

TABELA VIII.1

DECOMPOSIÇÃO CÍCLICA DOS INDICADORES ANTECEDENTES DE PRODUÇÃO E EMPREGO INDUSTRIAL

Pre- quência (ω)	Ciclos em Meses	Produção Industrial do Brasil						Emprego Industrial em São Paulo					
		Observado		Indicador		Retardos	$f(\omega)^a$	Observado		Indicador		$f(\omega)^a$	Retardos
		$f(\omega)^a$	% ^b	$f(\omega)^a$	% ^b			$f(\omega)^a$	% ^b	$f(\omega)^a$	% ^b		
0	∞	0,003130	0,520	0,003735	0,530	0,706*	-	0,002370	0,524	0,005784	0,450	0,813*	-
0,042	24,0	0,001803	0,303	0,002212	0,314	0,654*	0	0,001548	0,348	0,001108	0,319	0,665*	-1
0,083	12,0	0,000304	0,051	0,000424	0,060	0,217	0	0,000301	0,068	0,001168	0,090	0,603*	0
0,125	8,0	0,000069	0,011	0,000149	0,021	0,462*	+1	0,000170	0,038	0,000346	0,027	0,519*	0
0,167	6,0	0,000094	0,016	0,000141	0,020	0,347*	+1	0,000394	0,069	0,000268	0,021	0,434*	+2
0,208	4,8	0,000096	0,016	0,000069	0,009	0,345*	+1	0,000020	0,000	0,000143	0,011	0,343*	+2
0,250	4,0	0,000062	0,010	0,000015	0,002	0,311*	+1	0,000019	0,000	0,000105	0,008	0,234*	+1
0,292	3,4	0,000038	0,011	0,000037	0,005	0,233	-1	0,000023	0,000	0,000113	0,009	0,125	+1
0,333	3,4	0,000098	0,016	0,000077	0,011	0,050	0	0,000017	0,000	0,000131	0,010	0,111	+1
0,375	2,7	0,000090	0,017	0,000116	0,016	0,224	0	0,000011	0,000	0,000175	0,013	0,071	+3
0,417	2,4	0,000040	0,007	0,000028	0,004	0,150	0	0,000014	0,000	0,000193	0,015	0,012	+1
0,458	2,2	0,000045	0,007	0,000035	0,005	0,161	0	0,000020	0,000	0,000173	0,013	0,134	0
0,500	2,0	0,000055	0,009	0,000021	0,003	0,060	0	0,000005	0,000	0,000137	0,011	0,054	0
Variância Total		0,005054	1,000	0,007048	1,000	-	-	0,004450	1,000	0,012854	1,000	-	-

^a Variância decomposta em ciclos.

^b Percentagem da variância total.

^c Coerência. Um asterisco assinala as estimativas significativamente diferentes de zero no nível de 5%.

^d Retardos (-) e avanços (+) em meses estimados pela função "tau". Frações acima de 0,5 mês foram aproximadas para um mês.

antecedente de emprego é portadora de movimentos de curto prazo mais intensos do que a série da variável-referência. Este fato já era patente na Figura IV.3, Parte I, onde o indicador antecedente caracteriza-se por oscilações mais bruscas a curto prazo do que a própria série básica de emprego industrial.

Ao contrário do indicador do produto industrial, o indicador do emprego mostra contribuições para a variância total mais elevadas do que aquelas para a variância do emprego nos ciclos mais curtos. Para ciclos mais curtos que seis meses, a contribuição, medida pela função espectral da variável-referência, é menor que 0,1% (um décimo de um por cento), enquanto a mesma percentagem medida para o indicador é de quase 10%. Portanto, o indicador antecedente de emprego industrial apresenta certa propensão para apontar "falsos sinais".

Uma maneira de corrigir esta falha seria adotar o método sugerido por Hymans. Apesar de consciente das vantagens da técnica, este tipo de experimento não será realizado no momento. Este esforço fica sugerido para a primeira oportunidade de aprimoramento dos indicadores ora estimados. Além disto, a sugestão de que o indicador de emprego está propenso a "falsos sinais" mostra apenas a necessidade de um atento acompanhamento do seu desempenho. Dependendo deste desempenho no futuro, será sugerido ou não uma modificação na metodologia de construção, e neste caso a técnica de Hymans é a mais aconselhada.

IX

ÍNDICES DE DIFUSÃO

9.1

A Metodologia

O índice de difusão corresponde à percentagem das séries em expansão numa amostra de variáveis consideradas relevantes para o fenómeno em estudo. Naturalmente, no caso de uma economia em forte expansão, em que a totalidade ou a grande maioria das séries económicas apresentam-se em crescimento, o conceito de expansão deve ser reinterpretado como aquele crescimento acima do "normal". Este aspecto já foi discutido e justificado no Capítulo VII.

A principal vantagem do índice de difusão é a sua simplicidade de cálculo. O índice é formado pela soma não ponderada de séries em expansão, sem maiores detalhes sobre a intensidade da expansão. O que importa é a direção da variação e não o seu valor absoluto. Uma série com uma expansão de, por exemplo, menos de 1% dá a mesma contribuição e tem a mesma importância para o índice de difusão que outra variável com um crescimento de, digamos, 20%.

Outra forma de apresentação do índice de difusão é a percentagem líquida das séries em expansão, ou seja, a diferença entre as percentagens de séries em expansão e em contração. Esta medida, em geral, apresenta os mesmos pontos de reversão que o índice de difusão "bruto", mas é mais sensível às mudanças que ocorrem nas séries estacionárias e em contração. Assim, o mesmo índice de difusão "bruto" de, por exemplo, 0,6 — ou seja, 60% das séries estão em crescimento — indica circunstâncias diferentes se a percentagem de séries em contração cresceu, digamos, de zero para 40%. No primeiro caso, o índice de difusão "líquida" é igual a 60% e, no segundo, apenas 20%.

Um dos detalhes esquecidos na técnica de índices de difusão é a existência de retardos entre as variáveis. Se todas as séries são coincidentes, todos os componentes do índice movem-se em sincronização perfeita, e o índice de difusão terá valores alternados de zero, no caso em que as séries estejam em contração ou estacionárias, ou de um, no caso em que todas estejam em expansão. Nestas condições, o índice de difusão não tem valor preditivo algum.

Portanto, a existência de diferentes retardos e avanços entre as séries componentes do índice e a variável-referência é uma condição necessária para que esta técnica tenha algum valor preditivo. Ainda assim, dependendo da distribuição das séries em antecedentes, coincidentes e retardadas, o valor preditivo do índice de difusão pode ser modesto. Vamos ilustrar esta afirmativa com uma exemplo gráfico bem simples. Suponhamos que um índice de difusão seja construído com três séries estacionárias: uma antecedente X_1 outra (aproximadamente) coincidente X_2 e outra retardada X_3 . A Figura IX.1 mostra o comportamento das séries e o índice de difusão resultante. Por construção, as três séries têm o mesmo comportamento e diferem entre si apenas pelo retardo.

O índice de difusão, construído a partir do comportamento das três séries, está reproduzido na parte inferior da figura. A curva tracejada corresponde à variável-referência que se pretende prever com o índice de difusão. As linhas verticais delimitam as fases de contração e expansão da variável-referência. Por construção, suporemos que a variável-referência tem o mesmo comportamento e cronologia da variável X_2 . O fato de o índice de difusão apresentar um comportamento quebrado

com “saltos” não deve ser motivo de maiores reparos, pois esta característica decorre do pequeno número de séries componentes. A medida que ampliamos o número de variáveis, supõe-se que o índice de difusão tende a apresentar um formato mais nítido e com flutuações menos abruptas.

Entretanto, apesar das hipóteses simplificadoras favoráveis adotadas, o desempenho preditivo do índice de difusão da Figura IX.1 pode ser considerado medíocre, a julgar pela comparação de seu comportamento com o da variável-referência, o qual, por hipótese, deveria predizer. Esta observação é bem nítida, mormente nos períodos finais, onde o indicador de difusão sugere uma queda ou estabilidade, enquanto a variável-referência revela expansão. É provável que, aumentando o número de variáveis, se possível heterogêneas mas ainda relacionadas com o fenômeno em estudo, a cronologia e o desempenho do índice de difusão se aproximem da variável-referência. Esta, porém, é uma característica desejada, mas não garantida *a priori*.

O estudo pioneiro de Moore¹ mostrou que nos EUA os índices de difusão indicam os pontos de reversão cíclica com uma antecedência em torno de oito meses. A análise de Moore compreendeu o período 1919/37, mas o mesmo avanço de oito meses permaneceu constante para os ciclos após a II Guerra Mundial. Alguns críticos² argumentam que as flutuações nas taxas de variação de um agregado também antecedem às flutuações no nível da variável, e portanto nada há de surpreendente nas conclusões de Moore. Este aspecto foi discutido anteriormente, quando comparamos os vários conceitos de ciclos.

Como de praxe nos estudos pioneiros, as conclusões de Moore geraram uma intensa polêmica, mas vamos nos ater àqueles aspectos que mais nos interessam. Em princípio, não existem razões teóricas muito fortes que garantam que um índice de difusão — uma simples percentagem de variáveis em expansão — deva ter um comportamento cíclico semelhante ao

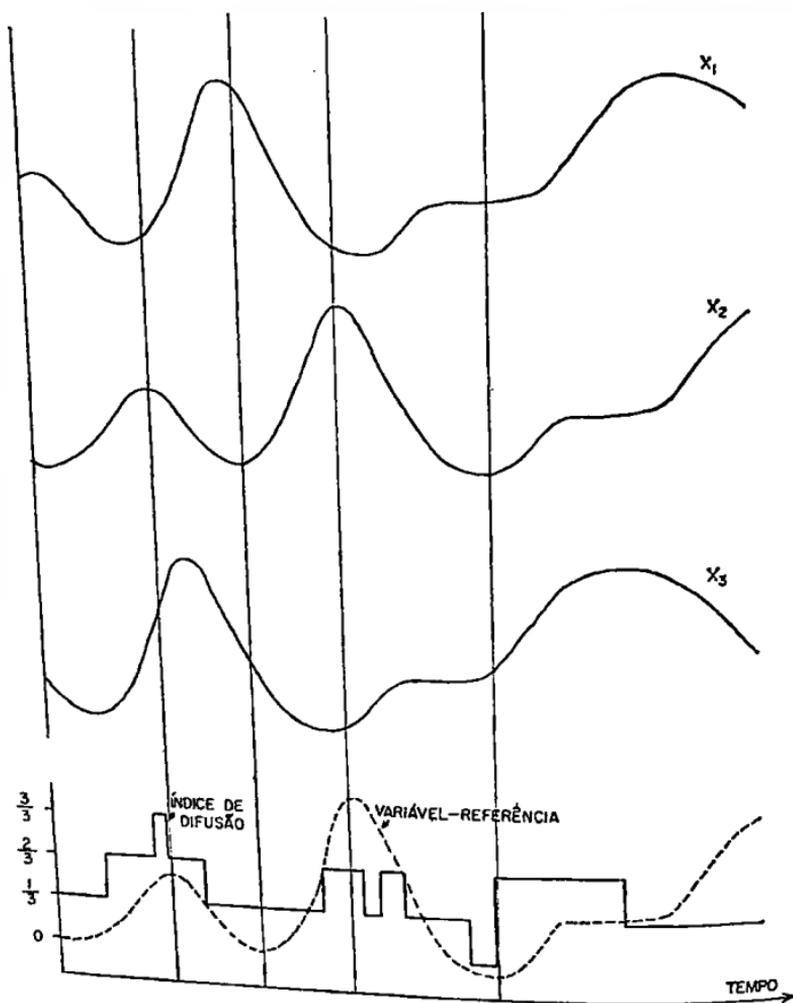
¹ Geoffrey Moore, *Statistical Indicators of Cyclical Revivals and Recessions* (New York: NBER, 1950).

² Veja por exemplo, L. Broida, “Diffusion Indexes”, in *American Statistician* (junho de 1955), pp. 7-16; John E. Maher, “Forecasting Industrial Production”, in *Journal of Political Economy*, vol. 65 (abril de 1957), pp. 158-165; Sidney S. Alexander, “Rate of Change Approaches to Forecasting-Diffusion Indexes and First Differences”, in *Economic Journal*, vol. 68 (junho de 1958); e outros.

de uma variável-referência. Em certas circunstâncias, os pontos de reversão e o avanço médio podem ser identificados, mas há dúvidas se isto é possível na maioria das vezes. É de se esperar que os "falsos sinais" e os erros de "omissão" sejam mais abundantes nas previsões com base em índices de difusão do que em outras técnicas. Por exemplo, se as variáveis em declínio

FIGURA IX-1

CONSTRUÇÃO DE UM ÍNDICE DE DIFUSÃO HIPOTÉTICO



acusam uma forte queda, enquanto as variáveis em expansão indicam acréscimos pequenos, é possível — pelo menos teoricamente — que um início de contração não seja revelado pelo índice de difusão. “Falsos sinais” poderiam ser anunciados pelas mesmas razões.

Estes problemas decorrem da forma artificial, baseada apenas no sentido das variações, com que os índices de difusão são obtidos. Aliás, a estacionalidade nas séries componentes, que afeta o sentido das variáveis, é um fator adicional a distorcer os resultados. Neste caso existem duas soluções: ou as séries são previamente “expurgadas” de movimentos estacionais, método que geralmente produz índices erráticos, ou é aplicado algum filtro na taxa de variação, tal como aquele discutido num capítulo anterior. O segundo critério, em geral, fornece índices de difusão mais estáveis do que o primeiro.

O desempenho preditivo do índice de difusão está intimamente ligado à conformidade das séries que o compõem com o fenômeno que se deseja prever ou acompanhar. Em geral, um indicador formado por variáveis antecedentes será também antecedente, e o mesmo pode ser dito para variáveis coincidentes e retardadas. Na prática, índices de difusão agregam indistintamente variáveis antecedentes, coincidentes e retardadas, e o desempenho preditivo do indicador dependerá do domínio da percentagem de variáveis antecedentes.

Em princípio, as variáveis escolhidas para compor um índice de difusão devem ser circunscritas ou relacionadas ao fenômeno em exame. Às vezes, entretanto, é difícil estabelecer um limite entre as variáveis que devem e as que não devem compor o indicador. No Capítulo IV, havia uma dúvida semelhante, mas que ficou esclarecida através da estimativa do coeficiente de correlação. Infelizmente, a técnica de índices de difusão não prevê estes cuidados.

9.2

Algumas Estimativas

O exame dos retardos e avanços das variáveis listadas nas Tabelas IV.1 e IV.2 no Capítulo IV, Parte I, e o índice de produto industrial real do Brasil mostra que existem 39 variáveis antecedentes, 18 coincidentes e 20 retardadas. As estima-

tivas não significantes das correlações das demais variáveis impedem uma qualificação mais completa, mas a composição acima sugere que o indicador de difusão montado com 77 variáveis é dominado pelas variáveis antecedentes. Seria de esperar, portanto, que os movimentos com tal índice de difusão antecedessem o produto industrial do Brasil.

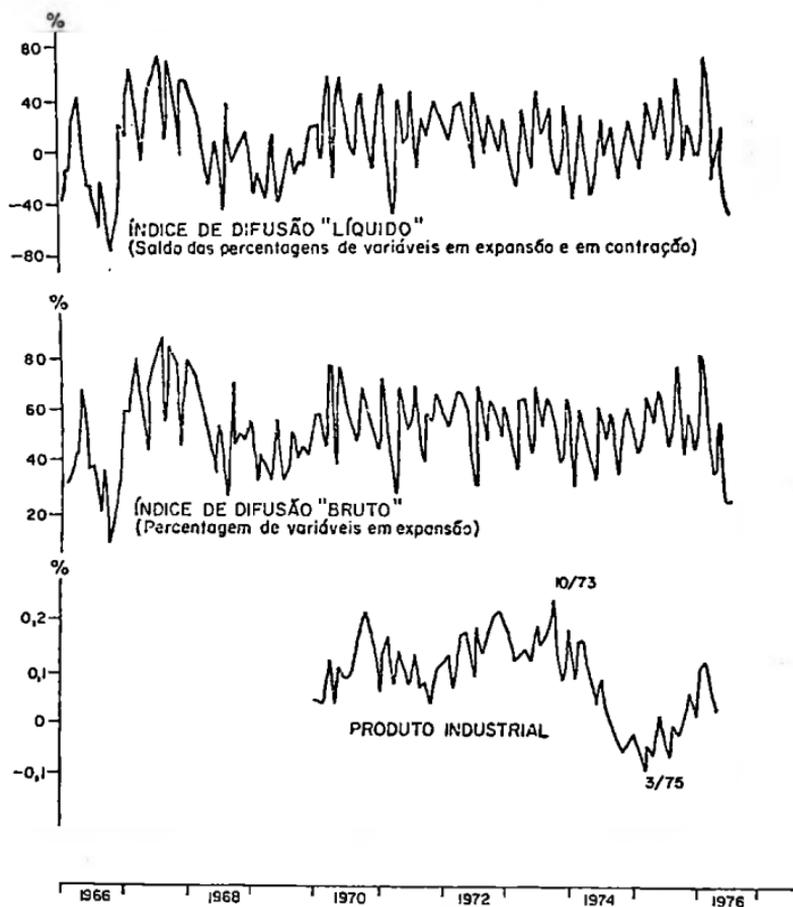
O índice de difusão, construído com base na direção das flutuações na taxa de crescimento dos últimos 12 meses das 77 variáveis acima, está reproduzido na Figura IX.2. Foram construídos dois indicadores: um baseado na percentagem "bruta" das variáveis em expansão e o outro na percentagem "líquida" das variáveis em expansão e em contração. Os resultados de ambos os índices foram decepcionantes, conforme deixa claro a Figura IX.2. Apesar do grande número de variáveis consideradas, o comportamento dos índices de difusão é errático e, pior ainda, sem a semelhança esperada com a variável-referência.

Haveria duas explicações para os resultados acima. Primeiro, o fato de a técnica do índice de difusão ignorar os retardos e avanços entre variáveis torna a agregação dos sinais das variações sem sentido econômico. Propositalmente, a Figura IX.1, com os detalhes da montagem de um índice de difusão hipotética, já havia nos alertado para esta possibilidade. A característica do índice hipotético dominado por flutuações erráticas é também repetida nos índices estimados com um grande número de variáveis. Portanto, um grande número de variáveis, compondo um índice de difusão, não parece ser nem condição necessária nem suficiente para que se apresente um comportamento menos errático.

A segunda explicação para o mau desempenho do índice de difusão seria de que houve uma escolha inadequada das variáveis componentes. O critério de escolha com base na magnitude das correlações entre a variável-referência e as demais não está isento de erros. É apenas um critério mecânico que pode fornecer certas indicações, se não dispomos de outras melhores. Contudo, o fato de o mesmo critério mecânico haver propiciado indicadores do tipo NBER com desempenho satisfatório mostra claramente que o defeito não é da técnica de escolha de variáveis.

O critério ideal para a montagem de índices de difusão consiste em examinar mudanças em certo número restrito de variáveis específicas ao fenômeno representado pela variável-

FIGURA IX - 2
 ESTIMATIVAS DO ÍNDICE DE DIFUSÃO PARA O
 CRESCIMENTO DO PRODUTO INDUSTRIAL



referência. Assim, se pretendemos prever para o futuro próximo, digamos, o comportamento da Indústria Química, será produtivo concentrar a análise em algumas poucas variáveis que retratem mudanças ao nível de emprego no setor, estoques de bens finais, capacidade instalada, encomendas não atendidas, etc. Tal critério é adotado nos índices de difusão construídos pela Fundação Getúlio Vargas.

9.3 As Sondagens Conjunturais da Fundação Getúlio Vargas

Desde 1968, a Fundação Getúlio Vargas vem estimando e publicando regularmente índices de difusão para a Indústria de Transformação. Os critérios e as hipóteses de trabalho são os convencionais neste tipo de técnica, e os índices são estimados com informações obtidas em sondagens trimestrais (janeiro, abril, julho e outubro) junto à Indústria de Transformação.³ Um grande número de empresas é consultado, e em cada trimestre elas informam qualitativamente sobre a evolução de uma série de variáveis no trimestre anterior, no momento da pesquisa, e as suas expectativas para o trimestre seguinte. As variáveis, objeto do questionário, compreendem o nível de procura interna e externa, o volume de estoques de produtos finais, a ampliação da capacidade instalada, o grau de utilização dos equipamentos, o nível de produção, o nível de ocupação de mão-de-obra e os pedidos não atendidos.

As respostas qualitativas são ponderadas de duas formas. Para algumas perguntas consideradas ao nível da empresa — mais especificamente sobre nível de utilização dos equipamentos, fatores limitantes de expansão da produção, investimentos realizados e planejados e expectativas sobre o volume total da produção da Indústria e sobre o nível geral de preços

³ Para uma nota metodológica sobre a qual repousam os comentários desta seção, consulte *Conjuntura Econômica*, vol. 29 (agosto de 1975), pp. 186-187. Veja também Alfredo L. Baumgarten Jr., "Análise e Previsão de Curto Prazo: Sondagem Conjuntural", in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 3, n.º 2 (junho de 1973), pp. 429-446.

dos produtos industriais — as respostas são ponderadas pelas vendas totais no ano anterior. Ainda dentro das perguntas ao nível de empresa, o nível de ocupação da mão-de-obra é ponderado pela média do pessoal empregado pela empresa no ano anterior.

Outras perguntas consideradas ao nível de cada produto tratam de cada um dos principais produtos ou grupo de produtos da empresa e questionam a evolução da procura interna e externa, exportações, pedidos em carteira, estoques de produtos finais e seus preços. A ponderação é baseada no valor das vendas realizadas pela empresa no ano anterior. No caso da procura, as respostas são ponderadas pelas vendas internas ou pelo valor das exportações. A média ponderada destas duas últimas perguntas fornece-nos a evolução da demanda global.

Após a ponderação, as respostas de cada empresa são agregadas para o ramo industrial. Estes resultados agregados por setores são ponderados pela sua participação no total do valor da Transformação Industrial média nos três anos mais recentes, segundo os levantamentos da Fundação IBGE. Os mesmos processos são repetidos para cada região e para o Brasil como um todo.

Os resultados da pesquisa são apresentados sob três formas: por região (São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Sul, Nordeste e Geral), por destino do produto (Bens de Consumo, Máquinas, Veículos e Acessórios, Material de Construção e Consumo Intermediário) e por setor de atividade (Minerais Não-Metálicos, Metalurgia, Mecânica, Material Elétrico e de Comunicações, Material de Transporte, Mobiliário, Celulose, Papel e Papelão, Borracha, Couros e Peles, Química, Produtos Farmacêuticos e Veterinários, Perfumaria, Sabões, Detergentes, Glicerinas e Velas, Matéria Plástica, Têxtil, Vestuário, Calçados e Artefatos de Tecidos, Produtos Alimentares, Bebidas e Fumo). Esta última classificação acompanha a adotada pela Fundação IBGE, fato que constitui uma vantagem em nosso trabalho, pois permitirá comparar eventualmente o desempenho preditivo dos índices de difusão da FGV com aqueles do Capítulo VII.

Nas estimativas divulgadas por *Conjuntura Econômica*, as percentagens referem-se ao total dos informantes que deram uma resposta ao item e não ao total da amostra abrangida pela sondagem. Quando a percentagem de abstenção é elevada (não foi possível saber o que é considerado "abstenção elevada"), as respostas àquela pergunta não são divulgadas.

A ponderação baseada nas vendas realizadas no ano anterior tende a subestimar a contribuição daquelas empresas em expansão acima da média e/ou em início de atividades. Este fato é mais flagrante no caso de empresas que atendem à demanda externa, mas não há como evitar as subestimativas decorrentes. A metodologia adotada pela FGV para a construção dos índices de difusão pondera, portanto, as respostas qualitativas (aumento, estabilidade e queda) segundo o nível de vendas, mas como em qualquer índice de difusão despreza a intensidade das mudanças. Um aumento na produção, digamos, de 1% dá a mesma contribuição para o cálculo do índice que um aumento de 20%. Apenas nos itens sobre o grau de utilização do equipamento instalado e os pedidos em carteira a mudança é identificada quantitativamente. O grau médio de utilização dos equipamentos é estimado considerando-se que a empresa informante esteja operando nas proximidades do ponto médio da faixa de utilização indicada, resposta esta então ponderada pelo valor das vendas.

O desempenho preditivo dos índices de difusão construídos a partir das sondagens da FGV sofreu críticas em dois artigos. A primeira crítica foi apresentada de forma bastante superficial em um trabalho publicado na revista *Pesquisa e Planejamento Econômico*.⁴ Os comentários cingiram-se à rapidez da informação, à economia de apuração e à tendência de os índices de difusão apresentarem previsões superestimadas desde 1974. A segunda crítica é encontrada num artigo de Haddad,⁵ publicado recentemente, que fornece comentários mais profundos e fundamentados em testes estatísticos.

As críticas de Haddad concentram-se na qualidade preditiva do índice de difusão para variações no produto industrial, prendendo-se principalmente na comparação entre as previsões *ex-ante* e estimativas *ex-post* da sondagem e do índice de produto do IBGE. Pelo fato de captarem flutuações do mesmo fenômeno, seria de esperar que o índice de difusão e as variações no índice de produto industrial do IBGE apresentassem o mesmo comportamento e uma elevada correlação. De fato, Haddad comprova que a correlação para o período junho de 1969 a junho de 1974, com dados trimestrais, é positiva e signifi-

⁴ Contador, "Indicadores da Atividade...", *op. cit.*, pp. 56-58.

⁵ Cláudio L. Haddad, "Indicadores de Curto Prazo para a Economia Brasileira", in *Revista Brasileira de Economia*, vol. 30 (julho/setembro de 1978), pp. 329-362.

ficativamente diferente de zero. Entretanto, é observado que a correlação entre o índice *ex-ante* e variações do produto industrial é maior (0,66) que a correlação entre estas e o índice *ex-post* (0,54), o que sugere que “as expectativas dos empresários consultados são melhores que suas avaliações do que efetivamente ocorreu”.⁶ Tal conclusão é surpreendente e contrária à lógica de que informações apuradas após a ocorrência são mais fidedignas do que qualquer previsão *ex-ante*! O poder preditivo da sondagem *ex-ante* foi analisado com uma regressão simples entre a taxa de crescimento trimestral do índice de produção industrial (coletado pelo IBGE) e o índice de difusão *ex-ante* relativo à produção. A proporção explicada da variância foi estimada em 0,43 e a correlação serial nos resíduos foi considerada inexistente (Durbin-Watson igual a 2,08). Em outro teste também realizado, as taxas de crescimento do produto industrial foram associadas a mudanças no índice de difusão. Surgiram resultados empíricos surpreendentes, com uma visível melhoria do poder explicativo: o coeficiente de determinação aumentou para 0,64!

Em princípio, estes resultados são surpreendentes, pois, conforme o próprio Haddad enfatiza, as respostas dos empresários são baseadas nas expectativas de acréscimo do produto em confronto com o trimestre anterior, ou seja, o índice de difusão corresponde, a rigor, a uma primeira diferença. Não teria sentido, portanto, obter uma segunda diferença e compará-la com a taxa de crescimento da produção industrial. Haddad oferece várias justificativas para o fenômeno: (a) o índice de sondagem estaria medindo variações em relação a uma tendência normal de crescimento; (b) não seria apropriado estimar uma relação linear entre as variações dos índices do IBGE e os da Sondagem;⁷ e (c) haveria uma parcela sistemática de empresas “otimistas”, que sempre responderiam afirmativamente às perguntas sobre aumentos de produção.

Os resultados empíricos de Haddad são interessantes e podem servir como ponto de partida para análises mais extensas. Mas a nossa preocupação será questionar um ponto não examinado por ele, ou seja, se de fato o índice de difusão

⁶ *Ibid.*, p. 346.

⁷ Novos testes foram realizados para esta hipótese, mas a evidência ainda é inconclusiva. Esta segunda justificativa não parece consistente com a inexistência de correlação serial nos resíduos, conforme foi verificado em regressões anteriores.

relativo à produção é o mais adequado para revelar os pontos de reversão cíclica no produto industrial. De certa forma, este aspecto foi examinado com o índice de Theil,⁸ mas Haddad concluiu que os “resultados . . . quanto à eficácia da sondagem na previsão dos pontos de reversão da atividade econômica não (foram) muito promissores”.⁹

A Tabela IX.1 mostra as correlações entre taxas de variação da produção industrial do Brasil, segundo os dados do IBGE, e os índices de difusão, sob a forma de proporção, para alguns itens questionados nas sondagens conjunturais da FGV. Os valores entre parênteses assinalam as maiores correlações em cada linha. Várias conclusões são obtidas. A primeira — e a que mais interessa — é de que a correlação entre o aumento da produção industrial indicado pela sondagem e a taxa trimestral de crescimento da produção industrial, segundo o IBGE, é de 40% — a mais baixa de todas as correlações assinaladas na Tabela IX.1! Infelizmente, Haddad não se preocupou em confrontar as correlações obtidas com os vários itens contidos na sondagem conjuntural da FGV. Caso contrário, perceberia que uma maior aderência pode ser encontrada em outros índices de difusão. Ainda na pergunta sobre a produção física, a correlação com a percentagem de empresas que apontam uma queda é de 67% (negativo como seria de se esperar), bem maior do que aquela percentagem de aumento na produção.

A técnica de correlogramas, restritos em nosso caso a três trimestres de retardos e três de avanço, entre o crescimento da produção medida pelo IBGE e os diversos índices de difusão permite identificar três variáveis como coincidentes: aumento na produção, formação de estoques de bens finais e aumento na capacidade instalada, sendo a correlação mais elevada (e negativa) para esta última. Índices de difusão antecedentes em um trimestre ao produto industrial foram encontrados para a demanda global e percentagens de queda e de diferença da produção. Finalmente, o emprego de mão-de-obra e a utilização da capacidade instalada mostraram ser retardados em relação aos movimentos da produção industrial.

A julgar por essas evidências, a produção industrial responde com um atraso de um trimestre às pressões da demanda global, em parte atendidas de imediato com os estoques exis-

⁸ Henry Theil, *Applied Economic Forecasting* (Holanda: North-Holland Pub. Co., 1966), pp. 28-32.

⁹ Haddad, *op. cit.*, p. 354.

TABELA IX.1

**CORRELAÇÕES ENTRE VARIÁVEIS COLETADAS NAS SONDAGENS CONJUNTURAS E ACRESCIMOS
NO PRODUTO INDUSTRIAL DO BRASIL:
PERÍODO 1968/76**

Retardos e Avanços	Demanda Global		Produção		Emprego de Mão-de-Obra		Estoque de Bens Finais	Aumento da Capacidade Instalada	Utilização da Capacidade	
	Aumento	Redução	Diferença	Aumento	Redução	Diferença				
+3	0,135	-0,375*	0,246	0,096	-0,532*	0,330	0,029	-0,479*	0,348	-0,158
+2	0,462*	-0,677*	0,574*	0,304	-0,670*	0,520*	0,295	-0,668*	0,525*	0,079
+1	(0,576*)	(-0,723*)	(0,661*)	0,396*	(-0,670*)	(0,573*)	0,534*	-0,604*	0,578*	0,296
0	0,548*	-0,660*	0,621*	(0,309*)	-0,550*	0,517*	0,609*	-0,741*	0,718*	(-0,720*)
1	0,411*	-0,494*	0,462*	0,343	-0,333	0,368	0,681*	(-0,757*)	(0,733*)	0,457*
2	0,201	-0,278	0,206	0,327	-0,105	0,241	(0,605*)	-0,602*	0,677*	0,607*
3	0,184	-0,084	0,146	0,287	0,100	0,107	0,616*	-0,467*	0,573*	(0,644*)
										0,556*

* Coeficientes significativamente diferentes do zero ao nível de 5%.

tentes. Seria de esperar que o acréscimo na produção fosse, inicialmente, atendido com a melhor utilização da mão-de-obra existente e da capacidade instalada e, numa segunda etapa, com o emprego de mão-de-obra adicional. Em parte, este raciocínio não é desmentido, pois o emprego da mão-de-obra responde com o retardo de um trimestre à produção. Mas a utilização da capacidade apresenta movimentos retardados face à produção, ao invés de coincidentes, como seria de esperar. É possível que este resultado desconcertante seja fruto de erros na mensuração da utilização de capacidade, aliados à pequena variância da variável.

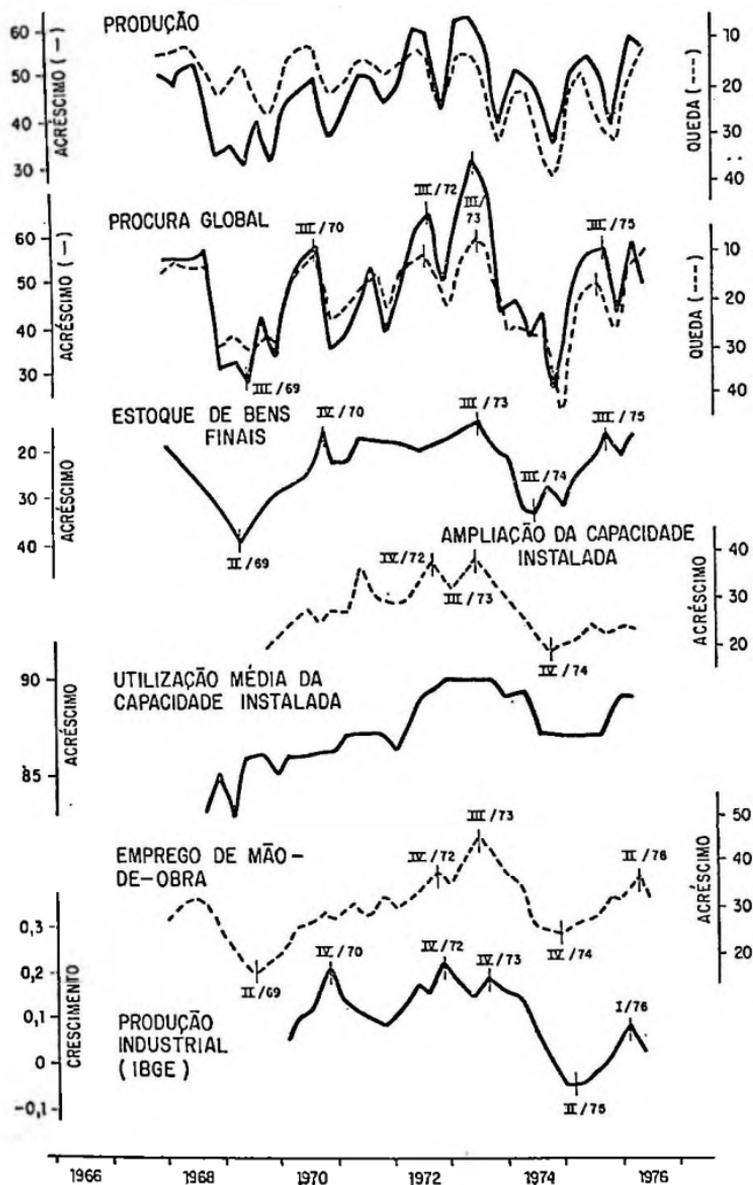
O fato de as correlações relativas a percentagens de quedas serem sistematicamente mais elevadas que as demais respostas sugere que as firmas com tais respostas são mais sensíveis e/ou fazem melhor previsão sobre o andamento do produto industrial do que as demais que responderem afirmativamente. Estas indicações são valiosas para aqueles que desejam empregar os índices de difusão da FGV com o mínimo de erro.

A Figura IX.3 mostra o comportamento dos índices de difusão em comparação com os dados de produção industrial do IBGE. A cronologia das reversões cíclicas está também assinalada. Os gráficos confirmam as conclusões acima. Para facilitar a visualização da semelhança no comportamento das séries, foram invertidas as escalas para os índices de difusão referentes a quedas na produção, procura global e aumento no estoque de bens finais. Estas séries têm uma conformidade inversa, ou seja, estão negativamente correlacionadas com a produção industrial, e a Tabela IX.1 indica que tais índices refletem melhor a produção do que as próprias percentagens de aumento.

Em suma, a técnica de índices de difusão baseada em sondagens conjunturais junto a empresas pode fornecer informações importantes para o acompanhamento e mudanças na política econômica. Mas, para cumprir esses objetivos, a metodologia adotada pela Fundação Getúlio Vargas necessita de alguns ajustes, em particular na sua principal variável, ou seja, na produção industrial. Enquanto as possíveis falhas não são corrigidas é conveniente identificar a cronologia e as reversões cíclicas por intermédio de outros índices de difusão, tais como as percentagens de empresas que indicaram uma queda na demanda global, o aumento nos estoques de bens finais e na capacidade instalada, ou até mesmo queda na produção.

FIGURA IX - 3

ÍNDICES DE DIFUSÃO DA SONDAGEM CONJUNTURAL DA FGV



A disponibilidade trimestral e os retardos naturais nos cálculos e publicação dos resultados limitam seu emprego com objetivos preditivos mais imediatos. Para estes objetivos, o indicador do tipo NBER mostra-se mais vantajoso, mas isto não exclui que as informações das sondagens complementem e testem nossas previsões.

X

A TÉCNICA DE COMPONENTES PRINCIPAIS

10.1

A Metodologia

A esta altura já sabemos que as fases dos ciclos econômicos são refletidas em grande número de variáveis. Conforme vimos nos capítulos anteriores, esta propriedade pode ser utilizada para acompanhar e prever os ciclos e, principalmente, a reversão de suas fases. As técnicas mais convencionais de previsão agregam as variáveis econômicas em indicadores compostos do tipo NBER e/ou os sentidos das suas mudanças em índices de difusão. No presente capítulo, explicaremos mais uma técnica para a construção de indicadores.

Sabemos que os mecanismos econômicos são em geral interdependentes, e o comportamento observado em variáveis agregadas, tais como produto real, emprego, etc., resultam dos seus efeitos e, ao mesmo tempo, afetam acumulativamente grande número de variáveis. A causalidade entre variáveis é uma fonte inesgotável de pesquisas e debates acadêmicos, mas, felizmente, fora do escopo desta pesquisa. Nosso interesse concentra-se na interdependência entre variáveis “explicativas” ou

“exógenas” e destas com uma variável agregada, como, por exemplo, o valor real da produção industrial do Brasil. A interdependência entre variáveis “exógenas” costuma ser encarada como uma desvantagem e um problema nos modelos de regressão. Entretanto, a interdependência pode ser encarada como uma vantagem, bastando imaginar que o fator comum — responsável pela multicolinearidade — seja a atividade econômica, mais precisamente uma variável-referência, a ser prevista.

No Capítulo IV, Seção 4.2, verificamos que o exame dos correlogramas revelou 39 variáveis antecedentes ao valor real do produto industrial do Brasil. Reunindo estas variáveis e retardando-as pelo mesmo número de meses em que antecedem na média à produção industrial, teremos um grupo de variáveis cujo comportamento comum corresponde ao do produto industrial. Para obter esse “fator comum”, basta então aplicar a técnica conhecida como dos “componentes principais”, na qual nosso interesse se restringe apenas ao primeiro componente.

Consideremos m variáveis básicas sob a forma de taxas de variação nos últimos 12 meses. Sejam estas taxas de variação de m variáveis previamente normalizadas (média nula e variância unitária), com n observações cada uma, dispostas numa matriz Z ($n \times m$).¹ 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:

$$\text{tr}(Z - PA')'(Z - PA') = \text{tr}(Z'Z - 2P'ZA + A'A) \quad (23)$$

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

$$-2Z'P + 2A = 0 \quad (24)$$

¹ Consulte, por exemplo, Henry Theil, *Principles of Econometrics* (New York: John Wiley 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.^a edição; New York: McGraw-Hill Book Co., 1972), pp. 322-334.

ou:

$$Z' P = A \quad (25)$$

Substituindo na expressão (23), obtemos:

$$\text{tr} (Z' Z - 2P' Z Z' P + P' Z Z' P) = \text{tr} (Z' Z) - P' Z Z' P \quad (26)$$

Como foi imposta a restrição $P'P = 1$, podemos escrever a função de Lagrange:

$$G = \text{tr} Z' Z - P' Z Z' P + \lambda (P' P - 1) \quad (27)$$

que, derivada em relação a P , resulta em:

$$\frac{\partial G}{\partial P} = -2ZZ' P + 2\lambda P \quad (28)$$

Igualando a expressão (28) a zero, temos:

$$ZZ' P - \lambda P = (ZZ' - \lambda I) P = 0 \quad (29)$$

onde P é o vetor característico da matriz positiva semidefinida ZZ' , correspondente à raiz característica λ .² Premultiplicando a relação (29) por P' , obtemos:

$$P' ZZ' P - P' \lambda P = 0 \quad (30)$$

ou:

$$P' ZZ' P = P' \lambda P = \lambda P' P = \lambda \quad (31)$$

Para maximizar $P' ZZ' P$, consideremos a maior raiz da matriz semidefinida ZZ' . A expressão (29) implica que:

$$ZZ' P = \lambda P = ZA \quad (32)$$

ou:

$$P = \frac{1}{\lambda} ZA \quad (33)$$

² Note-se que, quando as variáveis são normalizadas, a matriz $Z'Z$ corresponde à própria matriz de correlação, com diagonal unitária e correlações nos demais elementos.

Premultiplicando a equação (29) por Z' e utilizando o resultado (25), obtemos:

$$(Z'Z - \lambda I) Z'P = (Z'Z - \lambda I) A = 0 \quad (34)$$

ou seja, o vetor A corresponde ao vetor característico da matriz $Z'Z$. Obtendo então a raiz característica λ e vetor característico A da matriz $Z'Z$, o vetor P denominado de componente principal da matriz Z pode ser estimado. Por definição, o vetor P é aquele que permite 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 são expressas em taxas de variação normalizadas, o vetor P corresponde às taxas de variações, igualmente normalizadas, do fator comum às flutuações nas m 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 variável-referência, aceitaremos a hipótese de que o componente P deve ser uma *proxy* satisfatória para as flutuações na produção industrial do Brasil. Finalmente, cabe apontar que a técnica de componentes principais já foi empregada para mensurar renda mensal e trimestral no Brasil, e tais estimativas demonstraram ser úteis em vários trabalhos.³

Apesar de sua simplicidade, o método de extração do primeiro componente principal 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 o número de variáveis básicas na construção de indicadores para o Brasil. A segunda desvantagem é de que

³ Veja Celso L. Martone, "Estimação de Índices Trimestrais de Renda para o Brasil: Uma Nova Técnica", in *Estudos Econômicos*, vol. 4, n.º 2 (1974), pp. 97-105, para uma análise trimestral, e C. R. Contador, "Money, Inflation and the Stock Market; The Brazilian Case" (Universidade de Chicago, junho de 1973), tese de doutorado, para uma análise mensal. Nota-se que a mesma técnica permitiu identificar, em linhas gerais, o comportamento histórico da renda real anual do Brasil desde 1860, em Contador e Haddad, *op. cit.*

é necessário recalcular as médias, as variâncias, a raiz característica e o vetor característico cada vez que uma nova formação mensal torna-se disponível ou é corrigida.

A seção seguinte apresenta a metodologia que deve ser seguida para o uso da técnica na construção de indicadores de atividade no Brasil. As limitações da técnica sugerem que as estimativas têm um caráter meramente didático e se destinam a uma simples análise da cronologia cíclica apontada pela técnica em comparação com aquela observada na produção industrial do Brasil.

10.2 Algumas Estimativas

Conforme apontado acima na descrição da técnica e, ao mesmo tempo, como uma desvantagem do seu emprego em indicadores de atividade, a técnica de componentes principais requer que as m variáveis tenham n observações cada uma. Vale dizer, as séries devem cobrir o mesmo período para o qual se pretende extrair o "fator comum". Esta exigência constitui uma forte limitação ao período de exame em nosso caso, pois vimos que é impossível obter informações mensais de um grande número de variáveis desde 1965.

Dentre as 39 variáveis antecedentes à produção industrial no Brasil, apenas 10 cobrem o período desde 1965: produção de cimento, produção de aço, empréstimos por aceites cambiais, valor dos cheques compensados, estoque de moeda M_2 , títulos protestados, empréstimos ao Comércio, empréstimos à Indústria, dispêndio total na Execução Financeira do Governo Federal e o índice BV da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro. Construiremos, então, um indicador antecedente com estas 10 variáveis.

A Tabela X.1 lista as variáveis com as respectivas correlações com a produção industrial, o avanço em meses, o vetor e a raiz característica e a proporção acumulada da variância explicada. A correlação entre o primeiro componente e a taxa de variação do produto industrial no período 1970/75 é de 68%, valor considerado bastante satisfatório. O avanço médio é estimado em quase cinco meses, pouco inferior àquele do indicador do tipo NBER.

TABELA X.1

INDICADOR ANTECEDENTE PARA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DO BRASIL: COMPOSIÇÃO COM A TÉCNICA DE COMPONENTES PRINCIPAIS

Variáveis	Correlação com a Variável-Referência	Avanço em Meses	Vetor Característico ^a
Índice BV da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro ^b	0,351	10	-0,00918
Dispêndio Total na Execução Financeira do Tesouro ^b	0,432	8	0,10402
Empréstimos Bancários ao Comércio ^b	0,701	6	0,73965
Cheques Compensados ^b	0,587	6	0,60243
Empréstimos por Aceites Cambiais ^b	0,561	5	0,73149
Títulos Protestados ^b	-0,548	4	-0,52862
Empréstimos Bancários à Indústria ^b	0,572	4	0,82518
Produção de Cimento	0,582	3	0,54985
Estoque de Moeda-Conceito M ₂	0,628	2	0,77619
Produção de Aço	0,438	1	0,52257
Raiz Característica ^a		3,5942	
Proporção Explicada da Variância		0,3594	

^a Vetor característico na equação (31).

^b Deflacionados pelo Índice Geral de Preços.

^c Parâmetro λ (maior raiz característica da matriz ZZ') na equação (31).

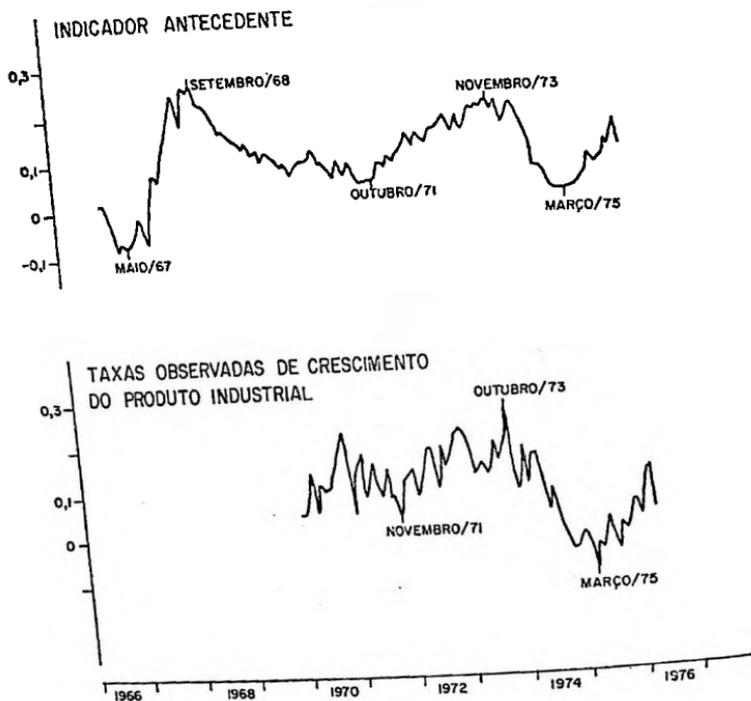
Por construção, o primeiro componente principal tem a dimensão de uma variável normal, com média zero e variância unitária. Assim, para torná-lo comparável com a série de taxas de crescimento do produto industrial, o componente principal deve ser "desnormalizado" através do seu produto com o desvio-padrão e a soma da taxa média do produto industrial, conforme raciocínio exposto na relação (8) no Capítulo VII. O componente principal "desnormalizado" será identificado como o indicador antecedente do produto industrial.

TABELA X.2

PRODUÇÃO INDUSTRIAL DO BRASIL: INDICADOR
ANTECEDENTE CONSTRUÍDO COM A TÉCNICA
DE COMPONENTES PRINCIPAIS

Períodos	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maio	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
1967	— 3,01	— 8,60	— 7,21	— 8,95	— 8,64	— 6,21	— 2,71	— 3,6	— 0,8	2,9	7,7	6,2
1968	11,5	15,6	19,2	22,0	24,0	17,0	25,0	24,9	26,1	22,2	21,0	20,6
1969	19,1	16,7	16,1	15,9	14,7	13,0	12,2	13,4	11,4	11,6	9,3	10,6
1970	10,1	9,1	8,8	8,2	6,6	8,5	9,6	9,7	9,5	11,5	8,1	8,3
1971	7,5	6,2	8,5	6,9	8,4	6,1	4,5	4,4	4,7	4,8	8,8	8,5
1972	7,6	9,8	8,1	10,0	11,0	14,5	12,3	14,2	13,5	12,6	15,6	15,4
1973	10,9	17,8	14,6	17,2	16,1	14,4	19,1	19,5	19,6	20,1	20,2	18,2
1974	20,0	10,8	19,2	19,0	17,0	14,0	9,0	0,7	6,6	4,6	1,4	0,7
1975	1,6	1,1	1,0	2,3	2,0	4,8	8,1	7,5	7,3	11,6	10,9	14,7

FIGURA X-1
 PRODUÇÃO INDUSTRIAL DO BRASIL: INDICADOR ANTECEDENTE
 MONTADO COM A TÉCNICA DE COMPONENTES PRINCIPAIS



A Tabela X.2 lista as taxas de crescimento, nos últimos 12 meses, do indicador antecedente para o produto industrial do Brasil, montado com o primeiro componente principal, relativo ao período 1967 a 1975. A Figura X.1 compara o comportamento do indicador com o do produto industrial. Tanto o formato em linhas gerais como a cronologia das reversões cíclicas são semelhantes. O indicador aponta reversões em maio de 1967, setembro de 1968, outubro de 1971, novembro de 1973 e março de 1975, datas cronológicas não muito diferentes daquelas reveladas pelo indicador anterior do tipo NBER, e com erros de um mês em comparação com as rever-

sões cíclicas de novembro de 1971, outubro de 1973 e março de 1975, observadas nos dados de produção industrial coletados pelo IBGE.

Se não fossem as dificuldades já apontadas de recalcular os vetores e a raiz característica cada vez que uma nova informação é obtida e a necessidade de que as séries *input* na matriz *Z* sejam completas para o mesmo período, a técnica de componentes principais seria um critério satisfatório para a montagem de indicadores. O fato de o comportamento exibido pelo indicador estimado nesta seção ser bastante semelhante àquele obtido com a técnica do NBER, calculado no Capítulo VII, mostra que eles são substitutos, embora, no confronto quanto aos aspectos operacionais, o indicador do tipo NBER leve vantagem pela sua simplicidade de cálculos e rapidez na obtenção de novas estimativas, ainda que provisórias.

XI

DESEMPENHO PREDITIVO DOS INDICADORES

11.1 Introdução

A qualidade de qualquer processo de previsão deve ser avaliada pela freqüência dos seus acertos em antever os acontecimentos futuros. Após a montagem de indicadores de atividade para o Brasil resta submetê-los a testes estatísticos mais rigorosos do que a conveniente, mas às vezes enganadora, análise visual.

Da mesma forma que nos capítulos anteriores, nosso interesse continua concentrado nos indicadores antecedentes de emprego e produção industrial agregada. Porém, nada impede que o leitor interessado aplique os mesmos testes às estimativas para regiões e setores reproduzidas no Capítulo VII. Se tal for o caso é solicitada uma certa condescendência, uma vez que aquelas estimativas ainda podem ser aperfeiçoadas com uma análise mais profunda.

Tanto a metodologia a ser descrita como os resultados dos testes pretendem dar uma visão geral, sem muitos detalhes, da

capacidade preditiva dos indicadores. Para tornar o exame mais rigoroso, os testes farão um confronto entre o comportamento de indicadores e variáveis-referência, tanto no período que compreende todas as informações disponíveis dessas últimas como nos meses em torno das datas de reversão cíclica. Na literatura sobre o tema, o desempenho de indicadores é examinado ao longo de toda a série histórica, e não apenas nas reversões. Mas previsões erradas nas reversões podem ser compensadas por outras satisfatórias no restante do período, e, dependendo do número de reversões observadas, a medida estatística de desempenho pode qualificar um indicador como excelente, muito embora seja péssimo nas ocasiões em que é mais necessário. Os testes que serão propostos para os nossos indicadores, portanto, são considerados rigorosos, uma vez que examinam a qualidade das previsões exatamente quando elas estão mais sujeitas a erros.

Outro detalhe importante é que muitas vezes os testes são realizados *ex-post*, ou seja, a análise é baseada em eventos passados, com valores ou informações já conhecidos no presente. O teste verdadeiramente crucial consistirá em confrontar as futuras previsões de reversões cíclicas com os acontecimentos. Tal teste, infelizmente, é relegado para o futuro, quando já tivermos acumulado uma certa dose de experiência. Enquanto tal não ocorre, somos forçados a qualificar o desempenho dos indicadores com base nos seus erros e acertos no *passado* e a aceitar as possíveis críticas a tal procedimento.

O método mais usado para avaliar a qualidade de previsões é através de modelos que examinam os quadrados dos desvios entre as previsões e as observações efetivas. Neste tipo de abordagem, o tratamento mais sofisticado é fornecido pelo critério da chamada "função-perda" (*loss function*),¹ mas, infelizmente, ele exige o conhecimento prévio de uma série de informações subjetivas, entre as quais alguns parâmetros da função de preferência do poder decisório ou da utilidade da sociedade.

Para evitar tais dificuldades, é aconselhável optarmos por critérios menos sofisticados. A técnica desenvolvida por Theil, conhecida como "diagrama de previsões e realizações", parece

¹ Para uma discussão desta técnica veja, por exemplo, Henry Theil, *Optimal Decision Rules for Government and Industry* (Holanda, Amsterdam: North-Holland Pub. Co., 1964).

a mais indicada ao nosso caso, inclusive fornecendo uma medida estatística — o chamado “coeficiente de desigualdade” (*inequality coefficient*) — para medir a qualidade das previsões.²

Os erros nas previsões de reversões cíclicas podem ser classificados em três grandes grupos: (a) erros na magnitude da mudança; (b) “falsos sinais”; e (c) erros de “omissão”. O primeiro tipo de erro ocorre quando está previsto, por exemplo, um aumento na taxa de crescimento do produto de 2 para 10%, e o aumento efetivamente observado é de 2 para 5%, ou seja, o indicador prevê corretamente o sentido da mudança (positiva no exemplo acima), mas comete um erro quanto à magnitude da mesma mudança. Os “falsos sinais” já foram definidos anteriormente e ocorrem quando o indicador prevê uma mudança ou reversão cíclica não confirmada. O erro de “omissão”, por sua vez, é uma falha oposta ao do “falso sinal”, isto é, quando o indicador não mostra uma reversão posteriormente observada. Note-se que, ao contrário do primeiro tipo de erro, os “falsos sinais” e as “omissões” implicam que as mudanças previstas são no sentido oposto ao das observadas.

Uma forma simples de identificar o grau de erro e acerto de um indicador ou de um sistema de previsão qualquer foi sugerida por Theil³ e é sintetizada num diagrama “previsão-realização”, onde o eixo vertical mostra as previsões e o horizontal as realizações. Os pares de combinações de previsões e realizações constituem então um conjunto de pontos dispersos nos quatro quadrantes formados pelos dois eixos cartesianos. Representemos por p_t as mudanças previstas com o indicador e por a_t as mudanças efetivamente observadas no período t :

$$p_t = (1 - B) y_t^* \quad (35)$$

$$a_t = (1 - B) y_t \quad (36)$$

² Henry Theil, *Applied Economic...*, *op. cit.* Uma conceitualização um pouco diferente do coeficiente de desigualdade foi desenvolvida anteriormente pelo mesmo autor em *Economic Forecasts and Policy* (2.^a edição; Holanda, Amsterdam: North-Holland Pub. Co., 1961), p. 32. A definição mais conveniente — e a que usaremos em seguida — foi sugerida por Theil em “Who Forecasts Best?”, in *International Economic Papers*, n.º 5 (1955), pp. 194-199.

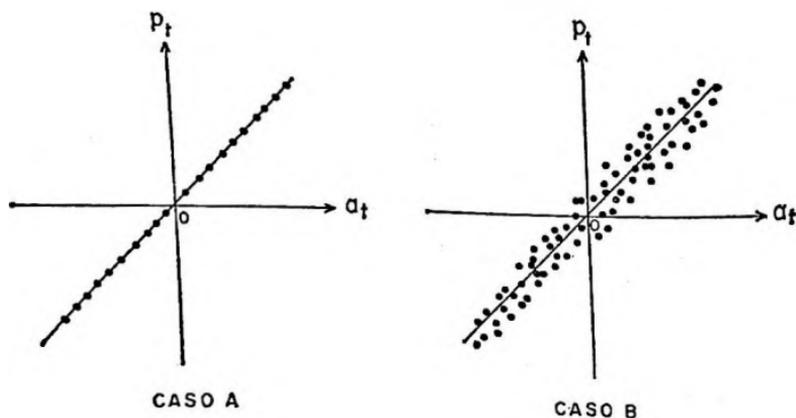
³ Theil, *Applied Economic...*, *op. cit.*

onde B é o operador-retardo, y_t^* a taxa de crescimento nos últimos 12 meses do indicador antecedente e y_t a taxa de crescimento nos últimos 12 meses da variável-referência.

Se as previsões forem sistemáticas e perfeitamente confirmadas pelas realizações, o gráfico de dispersão terá pontos apenas ao longo de uma reta de 45° , que corta a origem dos eixos. A Figura XI.1, caso A, mostra como seria o diagrama neste caso utópico. Mas ao aceitarmos que os indicadores estão sujeitos a erros, não apenas na magnitude mas também no sinal da mudança, os pontos estarão dispersos não apenas ao longo da linha de previsões perfeitas, mas pelos quatro quadrantes, conforme mostra o caso B da Figura XI.1. Os pontos nos primeiro e terceiro quadrantes indicam que os sinais das previsões foram confirmados pelas observações *ex post*. O erro existente corresponde apenas à magnitude da mudança. Por outro lado, os pontos no segundo e quarto quadrantes mostram que as realizações têm sentido contrário às previsões, vale dizer, compreenderiam os erros de "falsos sinais" e "omissões". Dependendo, então, da densidade dos pontos reunidos nestes dois quadrantes em confronto com os restantes, podemos ter uma idéia do grau de acerto e erro e, por-

FIGURA XI.1

DIAGRAMAS DE PREDIÇÃO—REALIZAÇÃO DE THEIL



tanto, do grau de confiabilidade do indicador. É claro que quanto maior o número de pontos no segundo e quarto quadrantes menos confiável deve ser considerado o indicador.

11.2 Medidas Estatísticas de Desempenho

Apesar do apelo intuitivo e da simplicidade do teste visual fornecido pelo diagrama de predição-realização, é importante ter uma medida estatística da qualidade das predições. Theil sugere que uma medida satisfatória do erro gerado por um sistema de previsão é obtida com o “erro quadrático médio” (*EQM*), definido por:

$$EQM = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (p_i - a_i)^2 \quad (37)$$

O “coeficiente de desigualdade” de Theil é obtido com a divisão do erro quadrático médio pela média dos quadrados das realizações a_i :

$$U^2 = \frac{\sum (p_i - a_i)^2}{\sum a_i^2} \quad (38)$$

A fórmula acima nos diz que o coeficiente de desigualdade será nulo no caso de previsões perfeitas ($p_i = a_i$) e igual à unidade se prever erroneamente mudanças nulas ($p_i = 0$). Naturalmente, o coeficiente U pode assumir valores maiores do que um, o que significa que existem erros mais sérios ainda do que os cometidos com a predição de mudança nula. Uma variante da fórmula (38) é obtida com a divisão do erro quadrático médio pela variância de a_i :

$$U^{*2} = \frac{\sum (p_i - a_i)^2}{\sum (a_i - \bar{a})^2} \quad (39)$$

onde \bar{a} é a média das realizações a_i . Naturalmente, se a média \bar{a} é nula, as expressões (38) e (39) se equivalem. Apesar de

interessante, o coeficiente de desigualdade de Theil é de difícil interpretação e não é útil para identificar o tipo de erro mais importante.

As diferenças entre as previsões *ex-ante* p_i e as realizações *ex-post* a_i são explicadas por várias razões, e a manipulação algébrica do erro quadrático médio facilita a identificação das fontes dos erros. Sabemos que a subtração e a soma simultânea de valores não afetam o resultado. Daí, podemos escrever:

$$\frac{\sum (p_i - a_i)^2}{n} = \frac{\sum [(p_i - \bar{p}) - (a_i - \bar{a}) + (\bar{p} - \bar{a})]^2}{n} \quad (40)$$

onde \bar{p} e \bar{a} correspondem, respectivamente, à média das previsões e das realizações. Pode ser facilmente demonstrado que a expressão (40) é igual a:

$$\frac{\sum (p_i - a_i)^2}{n} = [(\bar{p} - \bar{a})^2] + [(S_p - S_a)^2] + [2(1-r) S_p S_a] \quad (41)$$

onde S_p e S_a correspondem ao desvio-padrão das predições e das realizações, respectivamente, e r ao coeficiente de correlação entre p e a .

O lado direito da expressão (41) é formado por três parcelas ou componentes de erros, delimitados por colchetes. O primeiro componente é a diferença ao quadrado entre as médias das predições e realizações, e foi definido por Theil como "erro de tendência central" ou, talvez mais apropriadamente, como "viés das médias". Quando as médias \bar{p} e \bar{a} coincidem, o erro é nulo. O segundo componente é a diferença ao quadrado entre os desvios-padrão de p_i e a_i . Esta parcela seria o "erro de variações desiguais" ou "viés de variâncias". Finalmente, o terceiro componente é nulo quando a correlação entre p_i e a_i é direta e perfeita ($r = 1$) e o máximo possível se a correlação é inversa e perfeita ($r = -1$). Portanto, esse componente pode ser identificado como "erro de correlação imperfeita".

Estas medidas de erro estão expressas na mesma dimensão do erro quadrático médio. Uma forma conveniente de medir

a proporção explicada pelos componentes é dividi-lo pelo erro quadrático médio:

$$U^M = \frac{(\bar{p} - \bar{a})^2}{EQM} \quad (42)$$

$$U^s = \frac{(S_p - S_a)^2}{EQM} \quad (43)$$

$$U^c = \frac{2(1 - r) S_p S_a}{EQM} \quad (44)$$

onde U^M é a “proporção do viés das médias”, U^s a “proporção do viés das variâncias” e U^c a “proporção da correlação imperfeita”.⁴

A decomposição do erro quadrático médio é útil na medida em que permite identificar a natureza dos erros de predição. Revisões na técnica de predição podem então ser recomendadas a partir das conclusões sobre a seriedade de um ou outro tipo de erro. Uma classe especial de erro — o chamado erro sistemático — pode, inclusive, ser eliminado, com conseqüente aperfeiçoamento do sistema de previsões.

Para que as possíveis correções sejam eficazmente introduzidas no sistema de predição é importante que as proporções (42), (43) e (44) sejam relativamente estáveis, tanto nas ocasiões em que ocorrem as reversões cíclicas como nas demais. Portanto, é conveniente aplicar este teste adicional aos nossos indicadores.

No exame estatístico da capacidade preditiva dos nossos indicadores, os períodos de reversão cíclica compreenderão as observações feitas cinco meses antes e cinco meses após o mês identificado como de pico ou antipico. Por exemplo, em 1973 foi assinalada uma reversão no mês de outubro, após um período de mais de dois anos de taxas elevadas de cres-

⁴ Theil, *Applied Economic...*, *op. cit.*, apêndice ao Capítulo 2, pp. 37-43, fornece testes estatísticos com base na distribuição gama para medir a significância do coeficiente de desigualdade e das proporções dos erros. Devido aos extensos cálculos necessários, tais testes serão aqui omitidos.

cimento do produto industrial. Para os testes estatísticos do desempenho do indicador antecedente serão consideradas as primeiras diferenças das observações das taxas de crescimento do produto industrial e do indicador no período maio de 1973 a março de 1974. Observações semelhantes de outras reversões cíclicas são reunidas para a realização do teste do desempenho preditivo dos indicadores.

Note-se que este critério tende a "punir" com rigor talvez excessivo todo e qualquer erro cronológico cometido pelos indicadores. Assim, é exigido que o indicador revele não só a reversão, mas também sua data precisa de ocorrência. Qualquer erro na cronologia da reversão implicará observações no segundo e quarto quadrantes. Em geral, este nível de refinamento não é exigido, pois é costume aceitarem-se erros de até seis meses na cronologia das reversões.

A Figura XI.2 mostra os diagramas de predição-realização para o indicador do produto industrial, para todas as observações do período 1970/75 (parte A) e apenas para os períodos de reversão (parte B). A maioria dos pontos está dispersa no primeiro e terceiro quadrantes: 66% das observações no período 1970/75 e 87% nos períodos de reversão cíclica. Por sua vez, a Figura XI.3 repete os mesmos experimentos no tocante ao emprego industrial em São Paulo, e as evidências são semelhantes (33% das observações no período total de 1968/75 e também 33% nos períodos de reversão).

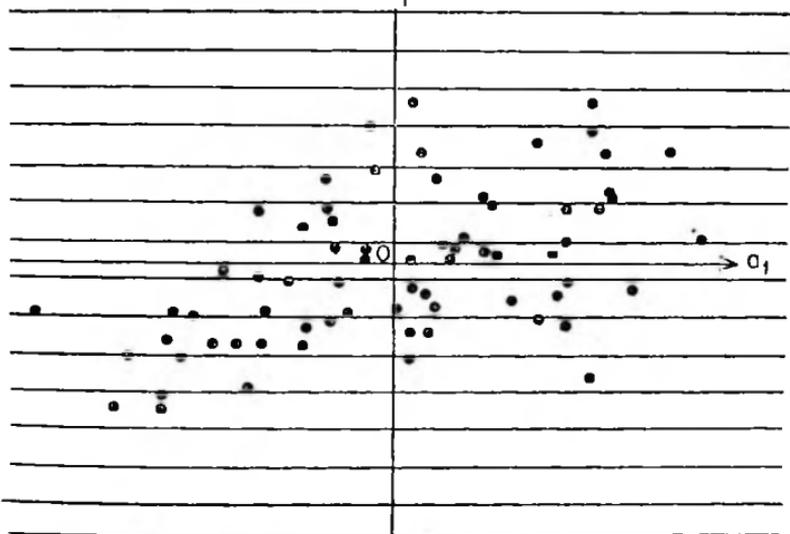
A Tabela XI.1 fornece medidas estatísticas mais esclarecedoras do que o mero exame visual do diagrama de predição-realização. Observemos, por ora, apenas as colunas relativas a mudanças nas taxas. Os valores listados nestas quatro colunas seguem estritamente o raciocínio desenvolvido no texto. Assim, a média das mudanças no indicador antecedente para o produto industrial é negativa e igual a 0,0011, enquanto a média das mudanças nas taxas de crescimento nos últimos 12 meses do índice de produto do IBGE é de 0,00021. O "viés das médias", portanto, assume o valor de $0,17 \times 0,1^2$ (ou seja, o quadrado de 0,00132), e a sua contribuição para o erro quadrático médio é de apenas 0,3%. Mudanças no indicador e na variável-referência têm desvios-padrão aproximadamente iguais: 0,051 e 0,049, respectivamente. Conseqüentemente, o "viés das variâncias" é também pouco importante, e a sua contribuição para o erro quadrático médio é de apenas

FIGURA XI-2

DIAGRAMAS DE PREDIÇÃO - REALIZAÇÃO: PRODUTO INDUSTRIAL DO BRASIL

A - TODAS AS OBSERVAÇÕES

p_t



B - REVERSÕES CÍCLICAS

p_t

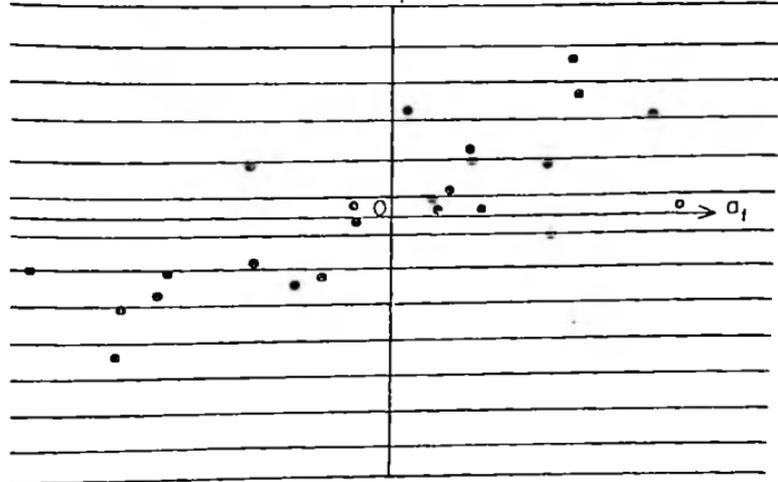
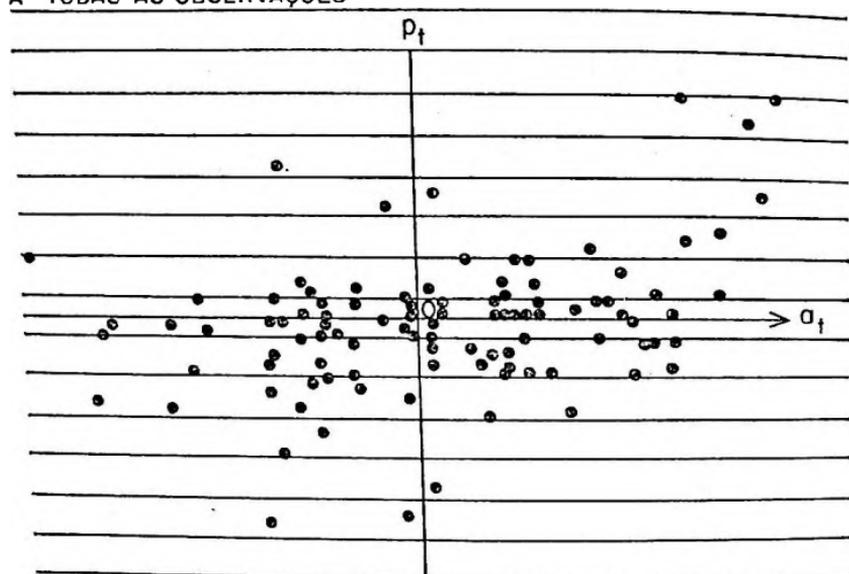


FIGURA XI-3

DIAGRAMAS DE PREDIÇÃO - REALIZAÇÃO: EMPREGO INDUSTRIAL EM SÃO PAULO

A - TODAS AS OBSERVAÇÕES



B - REVERSÕES CÍCLICAS

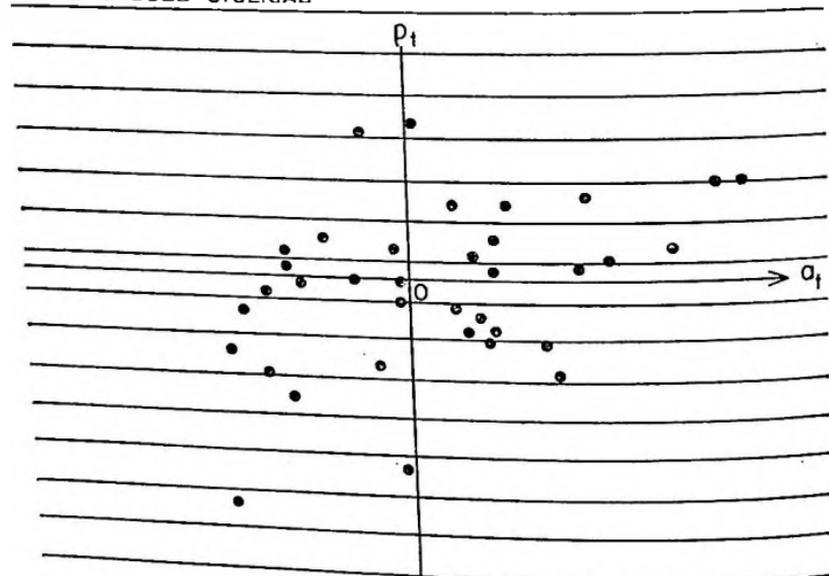


TABELA XI.1

DESEMPENHO PREDITIVO DOS INDICADORES E DECOMPOSIÇÃO DOS ERROS

Parâmetro	Diferenças das Taxas ^a			Níveis das Taxas ^b				
	Produto Industrial (1970/75)		Emprego Industrial (1968/75)		Produto Industrial (1970/75)		Emprego Industrial (1968/75)	
	Total	Reversão ^c	Total	Reversão ^d	Total	Reversão ^e	Total	Reversão ^d
\bar{p}	-0,00111	0,00272	-0,00113	-0,00805	0,05290	0,05770	0,05118	0,02524
\bar{a}	0,00021	-0,00032	0,00071	0,00140	0,10620	0,12140	0,05142	0,08586
S_p	0,05152	0,05927	0,04258	0,04768	0,08466	0,11118	0,11636	0,14760
S_a	0,04975	0,05913	0,01406	0,01158	0,07802	0,08817	0,06698	0,09105
r	0,435	0,500	0,401	0,555	0,748	0,745	0,766	0,882
EQM	0,002909	0,003514	0,003928	0,001884	0,006210	0,009580	0,006085	0,007821
U^M	0,003	0,003	...	0,047	0,457	0,423	...	0,014
U^*	0,001	...	0,817	0,693	0,007	0,055	0,400	0,409
U^o	0,995	0,997	0,182	0,260	0,536	0,522	0,599	0,577

^a Primeiras diferenças entre taxas sucessivas de crescimento.

^b Taxas de crescimento nos últimos 12 meses.

^c Reversões observadas em janeiro de 1971, outubro de 1973 e março de 1975.

^d Reversões observadas em novembro de 1968, maio de 1970, novembro de 1973 e abril de 1975.

^e Negligível.

0,1%. Finalmente, a correlação entre as mudanças no indicador e no crescimento da variável-referência é de 43,5%, e o "erro da correlação imperfeita" é a principal fonte do erro quadrático médio das predições: quase 100% (99,5%) do EQM é explicado por este tipo de erro! Considerando apenas as observações relativas aos períodos de reversão cíclica, os valores pouco se modificam, a correlação aumenta para 50% e o erro da correlação imperfeita cresce ligeiramente, ou seja, as proporções são bastante estáveis.

Seguindo um raciocínio análogo para o indicador do emprego industrial, observamos que, para a amostra total, a principal fonte do erro quadrático das previsões origina-se no "erro das variâncias", com uma contribuição de quase 82%, e no erro de correlação imperfeita, com 18%.

Em resumo, a julgar pelos resultados da Tabela XI.1, podemos aceitar que a habilidade preditiva dos nossos indicadores antecedentes pode ser aperfeiçoada com revisões que permitam aumentar as correlações entre as diferenças sucessivas dos indicadores e das taxas de crescimento das variáveis-referência, e especificamente com alguns cuidados no sentido de reduzir a variância do indicador de emprego industrial, tornando-a mais próxima da variância da série da DECAD.

À primeira vista as correlações listadas na Tabela XI.1 podem parecer baixas, num indício de que os indicadores não retratam com fidelidade os movimentos das variáveis que se propõem a prever. Contudo, deve ser lembrado que as correlações foram estimadas entre primeiras diferenças de taxas de crescimento,⁵ ou seja, entre segundas diferenças de níveis absolutos de variáveis. Com esta ressalva, as estimativas são bastante satisfatórias. As demais colunas da Tabela XI.1 mostram os valores necessários para o teste da capacidade preditiva dos indicadores com as séries expressas em taxas de crescimento.⁶

⁵ Diferenças sucessivas dos valores listados nas Tabelas IV.2 e IV.4 e das taxas de crescimento (não reproduzidas no texto) das variáveis-referência.

⁶ A rigor, a notação da Tabela XI.1 não está correta para o caso das variáveis expressas em taxas de crescimento. Conforme foi adotada no texto, a notação \bar{p} , \bar{a} , S_p , S_a , etc., se refere a séries expressas em diferenças de taxas de crescimento. Ainda assim, foi preferível manter a mesma notação do que introduzir novos conceitos.

Com as variáveis nesta nova dimensão, o erro quadrático médio aumenta consideravelmente, e este aumento em grande parte é devido ao "viés das médias", no caso do produto industrial, e ao "viés das variâncias", no caso do emprego industrial. As correlações entre os indicadores e as variáveis-referência tornam-se também mais elevadas, como era esperado.

O "viés das médias" assume um papel importante na explicação do erro quadrático das previsões do indicador antecedente do produto industrial. Em parte, este tipo de erro é explicado pela hipótese "forçada" de que a reta de previsões perfeitas corte a origem dos eixos. Mas não há garantias *a priori* de que isto aconteça. O fato de o erro de "viés das médias" ter emergido apenas com um indicador, e ainda assim quando as séries estavam expressas em taxas de crescimento, não exclui a possibilidade de que esta fonte de erro venha a ser importante em outros indicadores e em outras circunstâncias.

11.3

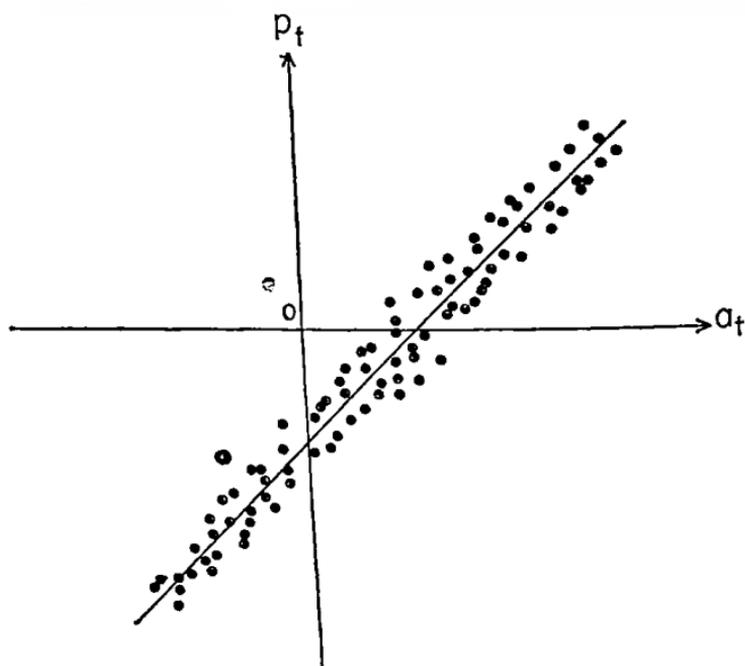
A Correção do Erro Sistemático

Quando substancial, o "viés das médias" indica que a qualidade das previsões pode ser sensivelmente melhorada com alguns cuidados relativamente simples. Para tal, basta eliminar aquele componente de erro continuamente observado, conhecido como "erro sistemático". Um erro sistemático ocorre quando, por exemplo, as previsões demonstram ser maiores que as realizações em um determinado valor constante e/ou que as previsões correspondem a um percentual ou um múltiplo das realizações. A Figura XI.4 exemplifica um caso (hipotético) de erro sistemático, onde as previsões e realizações estão dispersas em torno de uma linha que corta o quarto quadrante. Quando tal ocorre, é natural que o responsável pelo sistema de previsões venha a distinguir o erro sistemático do erro total. Ao contrário do erro não sistemático, o componente sistemático tem esperança não nula e, sendo assim, sua identificação permite aperfeiçoar a qualidade das previsões e reduzir os erros. Outra fonte importante de erro sistemático pode ser devida à inclinação diferente de 45° da linha de previsões

perfeitas. Existem ainda outras formas de erro sistemático, resultantes de formas não lineares entre as predições e as realizações, mas não nos ocuparemos deste último caso.

FIGURA XI · 4

DIAGRAMA DE PREDIÇÃO—REALIZAÇÃO E O ERRO SISTEMÁTICO



Consideremos então que a mudança observada a_t é composta por uma parte sistemática com esperança não nula, formada por uma combinação linear do indicador antecedente p_t e uma parte não sistemática com esperança nula, estocasticamente independente de p_t .

Daí, escrevemos:

$$a_t = \alpha + \beta p_t + v_t \quad (45)$$

onde α e β são parâmetros da parte sistemática e v_t o resíduo com $E(v_t) = 0$ e $E(v_t' p_t) = 0$. Após estimados os parâmetros

α e β , o indicador "corrigido" é obtido com uma combinação linear de p_t :

$$p'_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} p_t \quad (46)$$

A qualidade preditiva do indicador deve ser então avaliada considerando-se os erros entre a_t e p'_t . Agora, o erro quadrático médio "corrigido" é escrito como:

$$EQM' = \frac{\sum (p'_t - a_t)^2}{n} = [(\bar{p}' - \bar{a})^2] + [S'_p - S_a]^2 + \\ + [2(1-r) S'_p S_a] \quad (47)$$

onde, por definição:

$$\bar{p}' = \bar{a} \quad (48)$$

$$S'_p = \beta S_p \quad (49)$$

Uma vez que os resíduos v_t têm média zero, a média das previsões corrigidas é igual à das realizações, e portanto o erro devido ao "viés das médias" desaparece. Fazendo as substituições necessárias, atingimos:

$$EQM' = \frac{\sum (p'_t - a_t)^2}{n} = [(\hat{\beta} S_p - S_a)^2] + [2\hat{\beta}(1-r) S_p S_a] \quad (50)$$

onde o erro quadrático médio é formado apenas por dois termos: o "viés das variâncias" e o erro da "correlação imperfeita".

Finalmente, dividindo cada termo do lado direito da expressão (50) pelo erro quadrático "corrigido", obtemos os erros expressos em proporções:

$$U_a' = \frac{(\beta S_p - S_a)^2}{EQM'} \quad (51)$$

$$U_c' = \frac{2\beta(1-r) S_p S_a}{EQM'} \quad (52)$$

Necessariamente, o erro quadrático médio em (50) terá que ser igual ou menor que o erro quadrático médio estimado pela expressão (41). Se a diferença entre as estimativas de (50) e de (41) for substancial, isto será uma forte evidência

dos ganhos de qualidade preditiva que podem ser obtidos com uma simples correção linear no indicador, se acreditamos que ela permanecerá inalterada no futuro.

A correção do erro sistemático é feita por intermédio de regressões simples entre a variável-referência e o indicador, tanto expressas em mudanças de taxas de crescimento, se o interesse é melhorar a qualidade das previsões sobre o sentido da série, como em taxas de crescimento, se o interesse é melhorar a qualidade das previsões das taxas de crescimento. A Tabela XI.2 contém as estimativas necessárias para corrigir os

TABELA XI.2
CORREÇÃO DO ERRO SISTEMÁTICO DOS
INDICADORES ANTECEDENTES

Indicador	α	β	R^2	Erro-Padrão	D.W.
Primeiras Diferenças de Taxas					
Produção Industrial					
Reversões	-0,0016 (-0,16)	0,4980* (2,76)	0,250	0,0523	2,42
Total	0,0007 (0,12)	0,4200* (4,01)	0,190	0,0450	2,61
Emprego Industrial					
Reversões	0,0025 (1,52)	0,1350* (3,95)	0,308	0,0098	1,73
Total	0,0008 (0,68)	0,1326 (4,49)	0,161	0,0129	1,28
Níveis de Taxas					
Produção Industrial					
Reversões	0,0872* (6,42)	0,5910* (5,36)	0,556	0,0600	0,77
Total	0,0697* (9,54)	0,6790* (9,36)	0,560	0,0520	0,82
Emprego Industrial					
Reversões	0,0229* (2,68)	0,5135* (8,90)	0,693	0,0511	0,16
Total	0,0288* (6,31)	0,4419* (12,21)	0,587	0,0432	0,18

* Coeficientes significativamente diferentes de zero ao nível de 5%.

erros sistemáticos. As estimativas de β são sempre bem menores que a unidade, com valores entre 0,13 e 0,68, ou seja, uma parcela importante do erro sistemático é explicada pelo fato de a inclinação da reta ser bem inferior a 45°. ⁷ Deve ser notada também a estabilidade do parâmetro β no período total e nas reversões cíclicas. Assim, para o indicador antecedente do produto industrial, com as variáveis expressas em primeiras diferenças das taxas de crescimento, as estimativas de β assumem os valores de 0,498 e 0,420 e, com as variáveis expressas em níveis de taxas, de 0,591 e 0,679. Para o emprego industrial, a estabilidade é maior ainda: 0,135 *versus* 0,133 e 0,513 *versus* 0,442. A natureza da relação entre a variável-referência e o indicador antecedente, portanto, não se modifica substancialmente nos períodos em que ocorrem as reversões cíclicas. Uma vez que a função do indicador é apontar as reversões antes que ocorram, é importante que qualquer critério de ajuste e eliminação de erros sistemáticos possa ser o mesmo em qualquer circunstância.

A Tabela XI.3 mostra as modificações ocorridas no erro quadrático médio e nas proporções dos erros explicados pelo "viés das variâncias" e pela "correlação imperfeita". A redução do erro quadrático médio é substancial em todos os casos, principalmente no indicador antecedente para o emprego industrial com as variáveis expressas em primeiras diferenças de taxas. Outro efeito importante é a mudança nas proporções do erro quadrático médio é substancial em todos os casos, "correlação imperfeita". Para as séries dos indicadores e variáveis-referência expressas em primeiras diferenças de taxas, a "correlação imperfeita" tem a sua importância relativa aumentada no caso do emprego industrial e reduzida no caso do produto industrial. Por sua vez, para as variáveis expressas em níveis de taxas, a "correlação imperfeita" torna-se a principal fonte do erro quadrático, com proporções maiores que 80%. Resultados deste tipo já eram esperados, uma vez que a correção do erro sistemático reduz o erro quadrático médio e pouco modifica o componente da "correlação imperfeita". Quanto maior a queda no erro quadrático, mais importante se torna, relativamente, o componente de "correlações imperfeitas".

Existem outras formas de corrigir o erro sistemático das previsões, e focalizamos a mais simples, através de mínimos quadrados. A técnica de regressões ortogonais seria inclusive a

⁷ Vale recordar que o valor de β para uma reta com 45° é igual a um.

TABELA XI.3
DESEMPENHO PREDITIVO DOS INDICADORES APÓS
CORREÇÃO DO ERRO SISTEMÁTICO

Parâmetro	Diferenças das Taxas				Níveis das Taxas			
	Produto Industrial (1970/75)		Emprego Industrial (1968/75)		Produto Industrial (1970/75)		Emprego Industrial (1968/75)	
	Total	Reversão	Total	Reversão	Total	Reversão	Total	Reversão
<i>EQM</i>	0,002909	0,003514	0,003928	0,001884	0,006210	0,009580	0,006085	0,007821
<i>EQM'</i>	0,002007	0,002622	0,000147	0,000093	0,002682	0,003459	0,001854	0,002551
<i>B</i>	0,420	0,498	0,133	0,135	0,679	0,591	0,442	0,513
<i>U^v</i>	0,304	0,334	0,479	0,284	0,157	0,145	0,130	0,092
<i>U^v</i>	0,606	0,665	0,520	0,716	0,843	0,854	0,869	0,908

mais adequada teoricamente para a decomposição dos erros. Mas não acreditamos que os resultados se modificassem radicalmente. Em nosso caso, a regressão linear entre a taxa de crescimento da variável-referência e do indicador, ou entre as mesmas variáveis expressas em mudanças de taxas, parece ser a mais apropriada para corrigir as previsões. A previsão estimada através da combinação linear do indicador pode então ser considerada como a melhor estimativa daquela parte sistemática da variável que pretendemos prever:

Para encerrar, cumpre lembrar que o sucesso das previsões obtidas com as técnicas descritas depende em grande parte da maneira como o futuro está relacionado ou é determinado pelo passado e pelo presente. Se acreditamos que as forças que geraram os ciclos passados são conhecidas e relativamente estáveis e que permanecerão atuantes e estáveis no futuro próximo, a experiência passada pode ser valiosa para predições. Se, por outro lado, a experiência fornecida pela história é de pouca ou nenhuma valia para o futuro, então o desempenho preditivo dos métodos adotados nesta pesquisa pode ser colocado em dúvida.

A julgar pelos vários testes estatísticos, podemos esperar que os indicadores cumpram um papel importante na previsão dos próximos ciclos econômicos no Brasil. Isto não é uma característica exclusiva dos indicadores do tipo NBER. No decorrer da pesquisa foram apontadas outras técnicas que fornecem outros indicadores antecedentes. Foram também discutidas algumas falhas e sugeridas correções naquelas técnicas. Em princípio, entretanto, o futuro encerra um número interminável de oportunidades para testar técnicas de previsão. Apesar das incertezas que nos aguardam, sabemos que as técnicas e os seus proponentes serão julgados pelo número de sucessos e fracassos dos seus propósitos. Ainda assim, a habilidade preditiva de uma técnica não deve ser julgada com base numa única evidência. Se aprendemos com a experiência passada, nada impede que os acertos e erros sejam também usados para aperfeiçoar as técnicas de previsão.

APÊNDICE

CRONOLOGIA DE CICLOS NO PRODUTO INTERNO BRUTO DO BRASIL. DATAS DE INÍCIO DE EXPANSÃO (+) E CONTRAÇÃO (-). ASSINALADOS CICLOS MAIS IMPORTANTES

Períodos	Produto Interno Bruto ^a (1949 = 100)	Desvio em Relação à Tendência ^b	Taxa de Crescimento ^c (%)
1861	4,57	0,866	3,4
1862	5,04	0,941	4,3
1863	5,18	0,954	5,4 ⁻
1864	5,35	0,971	4,3
1865	5,71 ⁻	1,021 ⁻	3,0
1866	5,65	0,996	-- 1,1
1867	5,14	0,893	-- 3,9 ⁺
1868	5,05 ⁺	0,864 ⁺	0,1
1869	5,61	0,945	8,3
1870	6,48	1,075 ^d	9,3 ^a
1871	6,56	1,072 ^d	5,5
1872	6,55 ^d	1,054	1,2

(continua)

(continuação)

Períodos	Produto Interno Bruto* (1949 = 100)	Desvio em Relação à Tendência ^b	Taxa de Crescimento ^c (%)
1873	6,72	1,065	5,7
1874	7,71	1,203	6,5-
1875	7,88	1,210-	6,1
1876	7,98-	1,206	— 1,7
1877	7,30 ^d	1,085	— 2,3
1878	7,32 ^d	1,071	— 2,5
1879	7,38 ^d	1,062	2,6
1880	7,88	1,115 ^d	1,4
1881	7,62	1,061	— 2,2
1882	6,86	0,939	— 5,4 ⁺
1883	6,65	0,895	— 4,9
1884	6,54 ⁺	0,865 ⁺	0,9
1885	7,02	0,912	6,9
1886	8,07	1,031	11,0-
1887	8,94	1,122	9,7
1888	9,25	1,411	6,0
1889	9,59	1,162-	2,5
1890	9,64-	1,147	0,4
1891	9,35	1,093	— 1,5
1892	9,15	1,050	— 0,9
1893	9,38 ^d	1,056	— 0,7
1894	9,14	1,010	— 1,2
1895	8,80	0,955	— 4,7
1896	8,12	0,864	— 7,0
1897	7,33	0,765	— 7,8 ⁺
1898	6,89 ⁺	0,700 ⁺	— 4,8
1899	6,98	0,701	3,7
1900	8,08	0,796	10,0
1901	9,14	0,883	13,4 ^a
1902	10,17	0,923	9,1
1903	10,48	0,972	7,5
1904	11,34	1,031	7,1
1905	12,47	1,111	9,5
1906	13,76	1,201	8,4
1907	14,45	1,235	8,7
1908	16,01	1,340-	9,0
1909	17,81	1,290	12,5
1910	20,56	1,241	14,9-
1911	24,29	1,192	14,6
1912	26,75-	1,267 ^d	8,5
1913	26,00	1,189	— 1,5
1914	22,91	1,010	— 7,9 ⁺
1915	20,84 ⁺	0,886	— 6,6
1916	21,07	0,864 ⁺	— 1,2
1917	21,96	0,867	5,8

(continua)

(continuação)

Períodos	Produto Interno Bruto ^a (1949 = 100)	Desvio em Relação à Tendência ^b	Taxa de Crescimento ^c (%)
1918	24,60	0,936	10,7
1919	28,47	1,042	11,5
1920	30,39	1,070 ^d	8,4
1921	31,23	1,058	5,9
1922	33,76	1,099	8,9
1923	39,11	1,224	11,8
1924	43,60	1,310 ^d	9,1
1925	43,64	1,259	4,8
1926	44,83	1,241 ^d	2,9
1927	47,51	1,261	7,6 ⁻
1928	54,28 ⁻	1,351 ⁻	5,7
1929	52,51	1,280	0,8
1930	47,99	1,120	— 9,9 ⁺
1931	39,45	0,881	— 8,7
1932	39,40 ⁺	0,845 ⁺	— 3,4
1933	42,44	0,867	9,4
1934	51,18	0,999	13,8
1935	58,04	1,082	14,6 ⁻
1936	63,79	1,136 ⁻	9,1
1937	66,35	1,127	5,7
1938	68,54 ⁻	1,110	1,9
1939	67,43 ^d	1,041	0,6
1940	67,53	0,993	— 1,7 ⁺
1941	65,07	0,911	— 0,7
1942	66,03 ⁺	0,879	— 0,6
1943	66,30	0,839	1,6
1944	68,24	0,821 ⁺	4,4
1945	75,01	0,907	8,5
1946	84,48	1,023 ^d	8,6 ^a
1947	87,30	1,002	7,8
1948	93,76	1,019	7,4
1949	100,00	1,029	6,7
1950	106,44	1,036	6,4
1951	112,83	1,038 ^{a-}	6,0
1952	115,70	1,006	2,5
1953	118,59	0,974 ^{a+}	2,5
1954	130,57	1,011	10,1
1955	139,59	1,019 ^{a-}	5,9
1956	144,05	0,991 ^{a+}	3,2
1957	155,71	1,009	8,1
1958	167,70	1,022	7,7
1959	177,09	1,014 ^d	5,6
1960	194,27	1,046	9,7
1961	214,28	1,082 ⁻	10,3 ⁻

(continua)

(continuação)

Períodos	Produto Interno Bruto ^a (1949 = 100)	Desvio em Relação à Tendência ^b	Taxa de Crescimento ^c (%)
1962	225,63	1,069	5,3
1963	229,02	1,017	1,5 ⁺
1964	235,66	0,980	2,9
1965	242,02	0,942	2,7
1966	254,37	0,926	5,1
1967	266,58	0,906 ⁺	4,8
1968	291,37	0,925	9,3
1969	317,59	0,940	9,0
1970	347,77	0,959	9,5
1971	386,37	0,992	11,1
1972	426,55	1,019	10,4
1973	475,18	1,055	11,4 ⁻
1974	520,80	1,074 ⁻	9,6
1975	542,67	1,038	4,2
1976	590,42	1,049	8,8

FONTES:

- ^a Até 1946, Contador e Haddad, *op. cit.*; após 1946, Fundação Getúlio Vargas.
- ^b Relação entre o Produto Interno Bruto e a Tendência.
- ^c Até 1946, a taxa de crescimento corresponde a uma média móvel de terceira ordem; após 1946, taxa de crescimento das estimativas da Fundação.
- ^d Valor não considerado na identificação dos picos ou antipicos.
- ^e Picos ou antipicos de ciclos sem importância.

BIBLIOGRAFIA

- ADELMAN, Irma. "Long Cycles — Fact or Artifact?". *American Economic Review*. Vol. 55, n.º 3 (junho de 1965), pp. 444-463.
- ALEXANDER, Sidney S. "Rate of Change Approaches to Forecasting: Diffusion Indexes and First Differences". *Economic Journal*. Vol. 68 (junho de 1958). Reimpresso em GORDON, R. A., e KLEIN, L. R. (eds.). *Readings in Business Cycles*. Homewood, Illinois: Richard D. Irwin Inc., 1965.
- ALMON, Shirley. "The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures". *Econometrica*. Vol. 33 (janeiro de 1965), pp. 178-196.
- BAER, Werner, KERSTENETZKY, Isaac, e VILLELA, Annibal V. "As Modificações no Papel do Estado na Economia Brasileira". *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Vol. 3, n.º 4 (dezembro de 1973), pp. 883-912.
- BAUMGARTEN, Alfredo L. "Análise e Previsão de Curto Prazo: Sondagem Conjuntural". *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Vol. 3, n.º 2 (junho de 1973), pp. 429-446.
- BEIRAN, J., e KLEIN, L. "Econometric Growth Models for the Developing Economy". In ELTIS, W., e outros (eds.). *Induction Growth and Trade: Essays in Honour of Sir Roy Harrod*. Oxford, 1970.

- BOSWORTH, Barry. "The Stock Market and the Economy". *Brookings Papers on Economic Activity*. N.º 2 (1975), pp. 257-290.
- BOX, G. E., e JENKINS, G. M. *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. San Francisco: Holden-Day Inc., 1970.
- BRODY, Andrew. "The Rate of Economic Growth in Hungary". In BRONFRENBRENNER, M. (ed.). *Is the Business Cycle Obsolete?*. New York: John Wiley and Sons Inc., 1969.
- BROIDA, L. "Diffusion Indexes". *American Statistician* (junho de 1955), pp. 7-16.
- BRONFRENBRENNER, Martin. *Is the Business Cycle Obsolete?*. New York: John Wiley and Sons Inc., 1969.
- BRY, Cerhard, e BOSCHAN, Charlotte. *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*. Technical Paper n.º 20. New York: Columbia University Press para o NBER, 1971.
- BUESCU, Mircea. *300 Anos de Inflação*. Rio de Janeiro: APEC, 1973.
- BURNS, Arthur F. "Business Cycle Research and the Needs of Our Times". *33ª Annual Report of the NBER*. New York: NBER, 1953.
- . "Stepping Stones Toward the Future". *Frontiers of Economic Knowledge*. New York: NBER, 1954.
- . "Business Cycles". *International Encyclopedia of the Social Sciences*. Vol. 2 (1968), p. 244. Reimpresso como "The Nature and Causes of Business Cycles". In BURNS, A. F. *The Business Cycle in a Changing World*. New York: NBER, 1969, pp. 50-51.
- . *The Business Cycle in a Changing World*. New York: NBER, 1969.
- BURNS, A. F., e MITCHELL, W. C. *Measuring Business Cycles*. New York: NBER, 1946.
- CHOW, Gregory C. "The Acceleration Principle and the Nature of Business Cycles". *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 82 (agosto de 1968), pp. 403-418.
- CLEVELAND, W. P., e TIAO, G. C. "Decomposition of Seasonal Times Series: A Model for the Census X-11 Program". *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 71 (setembro de 1976), pp. 581-587.
- CLOSS, George W. "How Good Are the National Bureau's Reference Dates?". *Journal of Business*. Vol. 36 (janeiro de 1963).
- CONTADOR, Claudio R. *Money Inflation and the Stock Market: The Brazilian Case*. Universidade de Chicago, junho de 1973. Tese de doutoramento.

- . "Indicadores da Atividade Econômica no Brasil". *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Vol. 6, n.º 1 (abril de 1976), pp. 1-60.
- . "Queda e Recuperação do Ritmo de Crescimento Econômico". *Conjuntura Econômica*. Vol. 30 (abril de 1976), pp. 94-99.
- . "Crescimento Econômico e Combate à Inflação". *Revista Brasileira de Economia*. A sair.
- CONTADOR, C. R. e HADDAD, C. L. "Produto Real, Moeda e Preços: A Experiência Brasileira no Período 1861-1970". *Revista Brasileira de Estatística*. Vol. 36 (julho/setembro de 1975), pp. 407-440.
- COUNCIL OF ECONOMIC ADVISORS. "Realizing the Economy's Potential". 1969 Report. Reimpresso em SMITH, Warren L., e TERCEN, Ronald L. (eds.). *Readings in Money, National Income and Stabilization Policy*. Illinois: Richard D. Irwin Inc., 1970.
- . "The Gap between Actual and Potential GNP". 1965 Annual Report. Reimpresso em LINDAWER, John (ed.). *Macroeconomic Readings*. New York: The Free Press, 1968.
- CROXTON, F. E., e COWDEN, Duddley J. *Applied General Statistics*. 2.ª edição; Englewood Cliffs: Prentice-Hall Inc., 1955.
- DALY, D. J. "Forecasting with Statistical Indicators". In HICKMAN, Bert G. (ed.). *Econometric Models of Cyclical Behavior*. New York: Columbia University Press para NBER, 1972. Vol. II, pp. 1159-1183.
- ESTEY, J. A. *Business Cycles; Their Nature, Cause and Control*. Englewood Cliffs: Prentice Hall Inc., 1956.
- EVANS, Michael K. *Macroeconomic Activity: Theory, Forecasting and Control*. New York: Harper Row, 1969.
- FELS, Rending, e HINSHAW, C. Elton. *Forecasting and Recognizing Business Cycle Turning Points*. New York: Columbia University Press para NBER, 1968.
- FISHMAN, George S. *Spectral Methods in Econometrics*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1969.
- FRICKEY, Edwin B. *Economic Fluctuations in the United States*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1942.
- FRIEDMAN, Milton. "The Interpolation of Time Series by Related Series". *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 57 (dezembro de 1962), pp. 729-757.
- . *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*. Chicago: Aldine Pub., 1969.
- . "The Supply of Money and Changes in Prices and Output". In FRIEDMAN, M. *The Optimum Quantity*...

- . "The Lag in Effect of Monetary Policy". *Journal of Political Economy*. Vol. 69 (outubro de 1961), pp. 447-466. Reimpresso em FRIEDMAN, M. *The Optimum Quantity*...
- FRIEDMAN, M., e SCHATZ, Anna J. "Money and Business Cycles". *Review of Economics and Statistics*. Vol. 45 (fevereiro de 1963), pp. 32-65. Reimpresso em FRIEDMAN, M. *The Optimum Quantity*...
- FRISCH, Ragnar. "Propagation Problems and Impulse Problems in Dynamic Economics". In *Economic Essays in Honor of Gustav Cassel*. Londres: George Allen, 1933. Reimpresso em GORDON, R. A., e KLEIN, L. R. (eds.). *Readings in Business*...
- FURTADO, Celso. *Formação Econômica do Brasil*. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1964.
- GOLDMANN, Josef. "Fluctuation in the Growth Rate in a Socialist Economy and The Inventory Cycle". In BRONFRENBRENNER, M. (ed.). *Is the Business*...
- GORDON, Robert A. *Business Fluctuations*. New York: Harper Row, 1961.
- GORDON, R. A., e KLEIN, Lawrence R. (eds.). *Readings in Business Cycles*. Homewood: Richard D. Irwin Inc., 1965.
- GRANGER, C. W. J. "On the Properties of Forecasts Used in Optimal Economic Policy Decisions". *Journal of Public Economics*. Vol. 2 (novembro de 1973), pp. 347-356.
- GRANGER, C. W. J., e HATANAKA, M. *Spectral Analysis of Economic Time Series*. Princeton: Princeton University Press, 1964.
- GREENWALD, Carol S. "A New Deflated Composite Index of Leading Indicators". *New England Economic Review* (julho/agosto de 1973), pp. 3-17.
- GREENWALD, William I. *Statistics for Economics*. Columbus: Charles E. Merrill Books, 1963.
- HABERLER, Gottfried. "Monetary and Real Factors Affecting Economic Stability: A Critique of Certain Tendencies in Modern Economic Theory". *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*. Vol. 9 (setembro de 1956). Reimpresso em GORDON, R. A., e KLEIN, L. R. (eds.). *Readings in Business*...
- . *Prosperity and Depression*. Cambridge: Harvard University Press, 1958.
- HADDAD, Claudio L. "Indicadores de Produto para a Economia Brasileira". *Conjuntura Econômica*. Vol. 30 (abril de 1976), pp. 88-93.
- . "Indicadores de Curto Prazo para a Economia Brasileira". *Revista Brasileira de Economia*. Vol. 30 (julho/setembro de 1976) pp. 329-362.

- HAMBURGER, Michael J. "Indicators of Monetary Policy: The Arguments and the Evidence". *American Economic Review*. Vol. 60 (maio de 1970), pp. 32-39.
- HARMAN, H. H. *Modern Factor Analysis*. 2.^a edição; Chicago: University of Chicago Press, 1967.
- HOUTIACKER, Hendrik S. "Systematic and Random Elements in Short-Term Price Movements". *American Economic Review*. Vol. 51 (maio de 1961), pp. 164-172.
- HYMANS, Saul H. "On the Use of Leading Indicators to Predict Cyclical Turning Points". *Brookings Papers on Economic Activity*. Vol. 2 (1973), pp. 339-375.
- JENKINS, G. M., e WATTS, D. G. *Spectral Analysis and its Applications*. San Francisco: Holden-Day Inc., 1968.
- JOHNSTON, J. *Econometric Methods*. 2.^a edição; New York: McGraw-Hill Book Co., 1972.
- KENDALL, M. G. "The Analysis of Economic Time Series — Part I: Prices". *Journal of the Royal Statistical Society*. Vol. 96 (1953), pp. 11-25.
- KERAN, Michael W. "Economic Theory and Forecasting". *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. Vol. 49 (março de 1967).
- . "Selecting a Monetary Indicator: Evidence from the United States and Other Developed Countries". *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. Vol. 52 (setembro de 1970), pp. 8-19.
- KLEIN, L. R., e PRESTON, R. S. "The Measurement of Capacity Utilization". *American Economic Review*. Vol. 57 (março de 1967), pp. 34-58.
- KOOPMANS, Tjalling C. "Measurement without Theory". *Review of Economics and Statistics*. Vol. 29 (agosto de 1947), pp. 161-172. Reimpresso em GORDON, R. A., e KLEIN, L. R. (eds.). *Readings in Business*. . .
- LEMCRUBER, Antonio Carlos. "O Modelo Econométrico de St. Louis Aplicado ao Brasil: Resultados Preliminares". *Ensaio Econômico da EPGE*. N.º 18/1975.
- LOVELL, Michael C. *Macroeconomics: Measurement, Theory and Policy*. New York: John Wiley and Sons Inc., 1975.
- MAHER, John E. "Forecasting Industrial Production". *Journal of Political Economy*. Vol. 65 (abril de 1957), pp. 158-165.
- MARTONE, Celso L. "Estimação de Índices Trimestrais de Renda para o Brasil: Uma Nova Técnica". *Estudos Econômicos*. Vol. 4, n.º 2 (1974), pp. 97-105.

- MINTZ, Ilse. *Dating Postwar Business Cycles*. Occasional Paper n.º 107. New York: Columbia University Press para NBER, 1969.
- MITCHELL, Wesley C. *What Happens During Business Cycles*. New York: NBER, 1951.
- MITCHELL, W. C., e BURNS, A. F. *Statistical Indicators of Cyclical Revivals*. Occasional Paper n.º 69. New York: NBER, 1938.
- MONTGOMERY, Douglas C., e JOHNSON, Lynwood A. *Forecasting and Time Series Analysis*. New York: McGraw-Hill Book Co., 1976.
- MOORE, Geoffrey H. "Tested Knowledge of Business Cycles". *Forty-Second Annual Report* (NBER, junho de 1962). Reimpresso em GORDON, R. A., e KLEIN, L. R. (eds.). *Readings in Business...*
- . *Statistical Indicators of Cyclical Revivals and Recessions*. New York: NBER, 1950.
- . "What is a Recession?". *American Statistician* (outubro de 1967).
- . (ed.). *Business Cycle Indicators*. New York: NBER, 1961.
- MOORE, G. H., e SHISKIN, J. "Variable Span Diffusion Indexes". Apresentado na Sexta Conferência Anual em Predição, da American Statistical Association (New York, abril de 1964).
- . *Indicators of Business Expansions and Contractions*. Occasional Paper n.º 103. New York: NBER, 1967.
- MORRISON, Donald F. *Multivariate Statistical Methods*. New York: McGraw-Hill Book Co., 1967.
- NAYLOR, T. H., SEAKS, T. G., e WICHERN, D. W. "Box-Jenkins Methods: An Alternative to Econometric Models". *International Statistical Review*. Vol. 40 (1972), pp. 123-137.
- NAYLOR, T. H., FIORAVANTE, M., e IBRAHIM, I. A. S. "A Simulation Model of the Economy of Brazil". In RUGGLES, N. D. (ed.). *The Role of The Computer in Economic and Social Research in Latin America*. New York: Columbia University Press para NBER, 1974.
- NELSON, Charles R. *Applied Time Series Analysis for Managerial Forecasting*. San Francisco: Holden-Day Inc., 1973.
- NERLOVE, Marc. "Spectral Analysis of Seasonal Adjustment Procedures". *Econometrica*. Vol. 32 (julho de 1964), pp. 241-286.
- NOVE, Alec. "Cyclical Fluctuations Under Socialism". In BRONFREN- BRENNER, M. (ed.). *Is the Business...*
- O'DEA, Desmond J. *Cyclical Indicators for the Postward British Economy*. Cambridge: Cambridge University Press, 1975.

- OLIVEIRA, Eden Gonçalves de. "O Valor das Previsões: Sondagem Conjuntural". *Revista Brasileira de Economia*. Vol. 29 (janeiro/maio de 1975), pp. 89-96.
- OLIVEIRA, E. G., e BAUMGARTEN, A. L. "Regularidades de Comportamento na Distribuição Conjunta de Indicadores Conjunturais". *Revista Brasileira de Estatística*. Vol. 27 (outubro/dezembro de 1973), pp. 177-193.
- ONODY, Oliver. *A Inflação Brasileira: 1822-1958*. Rio de Janeiro, 1960.
- PEIXOTO, José Alberto Paraíba. "Avaliação do Índice de Crescimento de Energia Elétrica como Indicador de Crescimento Industrial". *Revista Brasileira de Estatística*. Vol. 36 (julho/setembro de 1975), pp. 531-540.
- PRADO JR., Caio. *História Econômica do Brasil*. São Paulo: Editora Brasileira, 1956.
- PREISSER, Erich. "Economic Growth as a Fetish and a Necessity". *German Economic Review*, n.º 4 (1967).
- RHOMBERG, Rudolf R. "Transmission of Business Fluctuations from Developed to Developing Countries". In BRONFENBRENNER, M. (ed.). *Is the Business...*
- RUGGLES, Nancy D. (ed.). *The Role of the Computer in Economic and Social Research in Latin America*. New York: Columbia University Press para NBER, 1974.
- SAHOTA, G. *Brazilian Economic Policy: An Optimal Control Theory Analysis*. New York: Praeger Pub., 1975.
- SCHUMPETER, Joseph. *History of Economic Analysis*. New York: Oxford University Press, 1954.
- SHISKIN, Julius. *Electronic Computer and Business Indicators*. Occasional Paper n.º 57. New York: NBER, 1957.
- . "Decomposition of Economic Time Series". *Science*. Vol. 128 (dezembro de 1958), pp. 1539-1546.
- . *Signals of Recession and Recovery*. Occasional Paper n.º 77. New York: NBER, 1961.
- . "Reverse Trend Adjustment of Leading Indicators". *Review of Economics and Statistics*. Vol. 49 (fevereiro de 1967), pp. 45-49.
- . "Measuring Current Economic Fluctuations". *Annals of Economic and Social Measurement*. Vol. 2 (janeiro de 1973), pp. 1-15.
- SIMONSEN, Roberto C. *História Econômica do Brasil: 1500-1820*. São Paulo, 1937.

- . *A Evolução Industrial do Brasil*. São Paulo, 1939.
- SIMONSEN, Mario H. "Inflation and The Money and Capital Markets of Brasil". In ELLIS, Howard S. (ed.). *The Economy of Brazil*. Berkeley: University of California Press, 1969.
- SIMS, Christopher A. "Money, Income and Causality". *American Economic Review*. Vol. 62 (setembro de 1972), pp. 540-552.
- . "Are There Exogenous Variables in Short Run Production Relations?". *Annals of Economic and Social Measurement*. Vol. 1 (janeiro de 1972), pp. 17-36.
- SOUZA, J. A., e MONTEIRO, J. V. "Models of the Brazilian Economy". In RUGGLES, N. D. (ed.). *The Role of the Computer...*
- THEIL, Henry. "Who Forecasts Best?". *International Economic Papers*. Vol. 5 (1955), pp. 194-199.
- . *Economic Forecasts and Policy*. Amsterdam: North-Holland Pub. Co., 1961.
- . *Optimal Decision Rules for Government and Industry*. Amsterdam: North-Holland Pub. Co., 1964.
- . *Applied Economic Forecasting*. Amsterdam: North-Holland Pub. Co., 1966.
- . *Principles of Econometrics*. New York: John Wiley and Sons Inc., 1971.
- TOBIN, James. "Money and Income: Post Hoc Ergo Propter Hoc". *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 84 (maio de 1970), pp. 301-317.
- VILLELA, A. V., e SUZIGAN, W. *Política do Governo e Crescimento da Economia Brasileira: 1889-1945*. Série Monográfica. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1975. N.º 10.
- VINNING, Rutledge. "Koopmans on the Choice of Variables to be Studied and of Methods of Measurement". *Review of Economic Studies*. Vol. 31 (maio de 1949), pp. 77-94. Reimpresso em GORDON, R. A., e KLEIN, L. R. (eds.). *Readings in Business...*
- VRIES, B. A., e LIU, J. C. "An Econometric Analysis of Inflation and Growth in Brazil". Apresentado na Reunião Anual da "Econometric Society" (New York, dezembro de 1969).
- WALLIS, A. W., e MOORE, G. H. *A Significance Test for Time Series*. Technical Paper n.º 1. New York: NBER, 1941.
- WHARTON ECONOMETRIC FORECASTING ASSOCIATION. *Brazilian Model - Version II*. 1975. Mimeo.
- ZARNOWITZ, Victor. "On the Dating of Business Cycles". *Journal of Business*. Vol. 36 (abril de 1963).

- . “Cloos on Reference Dates and Leading Indicators: A Comment”. *Journal of Business*. Vol. 36 (outubro de 1963).
- . *An Appraisal of Short-Term Economic Forecasts*. Occasional Paper n.º 104. New York: NBER, 1967.
- . “The Business Cycle Today: An Introduction”. In ZARNOWITZ, V. (ed.). *The Business Cycle Today*. New York: Columbia University Press para NBER, 1972.
- . *Orders, Production and Investment: A Cyclical and Structural Analysis*. New York: Columbia University Press para NBER, 1973.
- ZARNOWITZ, Victor, e BOSCHAN, C. “Cyclical Indicators: An Evaluation and New Leading Indexes”. *Business Conditions Digest* (maio de 1975).

IPEA — SERVIÇO EDITORIAL: A. F. Vilar de Queiroz (Diretor); Ruy Jungmann (Coordenação editorial); Nilson Souto Maior e Antonio de Lima Brito (Supervisão gráfica); Gilberto Vilar de Carvalho (Coordenação de vendas).

Composto e impresso no Centro de Serviços Gráficos do
IBGE, Rio de Janeiro, RJ

OUTRAS EDIÇÕES DO IPEA

TECNOLOGIA E RENTABILIDADE NA AGRICULTURA BRASILEIRA,
por Claudio R. Contador.

O objetivo deste livro é o estudo da disparidade observada, mas não suficientemente diagnosticada, entre a agricultura e os demais setores da economia brasileira, no tocante à questão da renda e do avanço tecnológico. Não se trata, porém, de mera constatação ou documentação de fatos já sabidos. O trabalho apresenta uma visão bastante representativa do problema em seu conjunto, apesar de sua análise se estender apenas a sete Estados (Ceará, Pernambuco, Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo, Santa Catarina e Rio Grande do Sul). O fato de estes Estados responderem por 60% do produto agrícola nacional justifica largamente sua escolha num estudo-padrão. O último capítulo do livro é de grande importância e interesse, pois resume os resultados da pesquisa e dá sugestões para a política econômica.

A TRANSFERÊNCIA DO IMPOSTO DE RENDA E INCENTIVOS FISCAIS NO BRASIL, por Claudio Roberto Contador.

Lançando novas hipóteses e mostrando as possíveis falhas nas hipóteses técnicas que vêm sendo utilizadas na política econômica, este trabalho pretende abrir um debate sério e objetivo no Brasil. Em primeiro lugar, descreve os aspectos econômicos mais importantes da legislação fiscal sobre o Imposto de Renda e incentivos fiscais às pessoas jurídicas no Brasil, o papel de ambos numa abordagem neoclássica, e lista os efeitos econômicos da **transferência** a curto e longo prazos quanto à inflação, à distribuição da renda, etc., apresentando ainda algumas implicações gerais sobre a filosofia do sistema de incentivos. Em seguida, faz uma revisão da literatura empírica sobre a **transferência**, mostra o modelo formal e a especificação a ser testada e discute as variáveis que determinam o grau de **transferência**. Os dois últimos capítulos fazem uma estimação empírica, descrevendo os dados estatísticos e seus problemas, analisando a **transferência** segundo ramos de atividade, regiões e formas jurídicas, terminando com uma discussão acerca da propalada superioridade do Imposto de Renda sobre a taxação indireta. Trata-se, pois, de um livro que **deverá** ser lido por economistas, sociólogos e advogados especializados.

