

Indicadores de curto prazo para a economia brasileira *

Cláudio L. S. Haddad **

1. Introdução; 2. Indicadores de produto; 3. A sondagem conjuntural como indicador; 4. Indicadores de emprego; 5. Conclusões.

1. Introdução

É desnecessário enfatizar a importância que indicadores de curto prazo da atividade econômica possam ter na formulação de políticas. Além de ser importante sabermos o que está acontecendo com variáveis-chaves como produto, emprego etc. é também fundamental dispormos de meios para fazer previsões, as mais acuradas possíveis, acerca do comportamento destas mesmas variáveis em períodos próximos.

Neste trabalho são apresentados alguns resultados sumários sobre indicadores de comportamento do produto real e nível de emprego e é feita uma análise da Sondagem Conjuntural como indicador preditivo do comportamento da produção industrial. Os resultados aqui apresentados são

* Este trabalho apresenta um sumário dos resultados de uma pesquisa sobre Indicadores de Curto Prazo, financiada pelo Ministério da Fazenda. Agradeço a colaboração de diversos professores da EPGE, em particular a de José Luiz Carvalho. Naturalmente, os erros porventura ainda remanescentes são de minha inteira responsabilidade.

** Professor da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas.

preliminares, no sentido de que não se pretende com este trabalho esgotar tão vasto assunto como o de indicadores de curto prazo, haja vista, o imenso volume de literatura econômica sobre o tema encontrado em outros países, principalmente nos Estados Unidos, patrocinada, entre outros órgãos, pelo National Bureau of Economic Research (NBER). De fato, um dos objetivos fundamentais deste trabalho é incentivar o debate sobre indicadores que no Brasil ainda se encontra, a nosso ver, em fase embrionária. Um corolário disto é que este trabalho deve ser encarado com espírito particularmente crítico.

No item 2 é estudado o problema de como se estimar rapidamente o produto em períodos próximos passados mediante o emprego de variáveis obtidas com uma certa rapidez. No item 3, o problema estudado é o de previsão do produto para períodos próximos, sendo analisados os resultados da Sondagem Conjuntural realizada trimestralmente pela Fundação Getúlio Vargas. Um indicador para nível de emprego é examinado no item 4. Finalmente, no item 5, apresentamos um resumo das principais conclusões do trabalho.

2. Indicadores de produto

Como as Contas Nacionais somente são computadas anualmente, é necessário o desenvolvimento de uma sistemática de cálculo que nos possibilite a obtenção de indicadores do comportamento do produto real trimestral ou, preferivelmente, mensal. Esforços neste sentido começaram a ser efetuados a partir de 1968 pelo Instituto Brasileiro de Economia (IBRE), da Fundação Getúlio Vargas, mediante coleta de dados trimestrais pela Sondagem Conjuntural na indústria¹ e a partir de 1969 pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), com coleta de dados mensais sobre produção da indústria de transformação.

Apesar do índice do IBGE não ser perfeito, pois a cobertura é limitada e certamente há problemas quanto a agregação dos seus diversos componentes, ele é sem dúvida o melhor de que se dispõe como indicador mensal da atividade industrial. Com efeito, suas variações percentuais anuais, apesar de não coincidirem com as do índice de produto calculadas pelo IBRE, se aproximam bastante destas e, o que também é importante, se movem na mesma direção, como mostra a tabela 1. Como existem várias séries alta-

¹ O indicador obtido pela Sondagem será discutido no próximo item.

mente relacionadas com o produto, disponíveis em um intervalo relativamente curto de tempo (até um mês), a idéia básica é, a partir destas séries, calcular um indicador para produto industrial.

Tabela 1
Variações anuais do índice IBGE e do produto industrial (IBRE)
(%)

Ano	IBGE (1)	IBRE (2)	Erro = ((1) - (2))/(2) (%)
1970	12,2	11,1	9,9
1971	11,1	11,2	- 0,9
1972	15,4	13,8	11,6
1973	17,0	15,0	13,3

Fonte: IPEA, *Boletim Econômico e Conjuntura Econômica*.

Algumas séries relevantes obtidas rapidamente são:

— Impostos:

1. Imposto sobre Circulação de Mercadorias (ICM)
2. Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI)
3. Imposto sobre Combustíveis e Lubrificantes (ICL)
4. Arrecadação do Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS)

— Produção:

5. Produção de autoveículos
6. Produção de aço em lingotes
7. Produção de cimento
8. Refino de petróleo
9. Produção de borracha sintética
10. Produção de aparelhos eletrodomésticos
11. Produção de aparelhos eletrônico-domésticos

— Outros:

12. Consumo industrial de energia elétrica na região Light (Rio—S. Paulo) e CEMIG (Minas Gerais).

Devido à falta de dados que permitissem o uso de uma série mensal de janeiro de 1968 a dezembro de 1974, foram abandonadas as séries de produção de eletrodomésticos e o consumo de energia na região CEMIG.

As séries de impostos são bem diferentes entre si mas todas elas apresentam alguns problemas básicos. O ICM e o IPI são impostos sobre o valor adicionado, de incidência generalizada, principalmente o ICM, que cobre todos os setores produtivos da economia, e portanto apresentam excelentes qualidades potenciais de indicadores. Entretanto, estas qualidades são contrabalançadas por fatores negativos que limitam sua utilização como indicadores de conjuntura. O problema principal é que estas séries estão sujeitas a defasagens substanciais entre a execução da atividade econômica e sua publicação. As defasagens são compostas basicamente de dois componentes: o hiato de contabilização na entidade produtora e o hiato de arrecadação. Assim é que o montante de ICM arrecadado no mês t , por exemplo, pode ser devido a atividades realizadas em $t - 1$, $t - 2$, $t - 3$ e até mesmo $t - 4$. O mesmo ocorre com o IPI e, em menor grau, com o FGTS e o ICL. Além disto, temos outros problemas menores referentes ao tratamento da sonegação, juros de mora, créditos fiscais e variação da receita devido à variação da composição do produto (principalmente no caso do IPI).

Ora, como estamos interessados em estimar um índice de produto com a maior rapidez possível, uma defasagem média de dois ou três meses entre a execução da atividade econômica e a publicação da série de impostos não parece ser operacional. Em vista disto, abandonamos as variáveis fiscais na análise a seguir.²

As séries de produção são, obviamente, componentes do próprio índice de produção industrial. O problema sério referente a algumas delas é a agregação. Com efeito, os dados referentes à produção total de automóveis e de aparelhos eletrônico-domésticos são publicados em unidades, isto é, soma-se um Volkswagen a um LTD e um televisor a cores a um rádio de pilha no cômputo dos índices globais.

Os órgãos responsáveis pela publicação destas séries³ divulgam informações que, mediante conhecimento dos preços médios relativos de cada subitem, permitiriam uma agregação bem mais razoável da produção destes setores. Uma vez conhecidos os pesos (que poderiam ser mudados anual-

² No trabalho original estimamos um indicador que incluía as variáveis fiscais defasadas. Entretanto, a eliminação destas variáveis em quase nada alterava o poder preditivo do indicador.

³ Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotriz (ANFAVEA) e a Associação Brasileira das Indústrias Elétricas e Eletrônicas (ABINEE).

mente, digamos) o cálculo destes índices seria trabalho de rotina que poderia inclusive ser executado pelos próprios órgãos responsáveis pelas séries.

A série referente à produção de aço em lingotes não é a única referente ao setor siderúrgico. São também divulgados dados sobre laminados, coque e gusa. Todas elas são extremamente correlacionadas entre si ⁴ e a produção de lingotes era a única facilmente obtida de janeiro de 1968 a dezembro de 1974, sendo portanto a escolhida.

A série de refino de petróleo cobre a produção da Petróbras. Embora no período considerado a participação da Petrobrás no total tenha sido substancial, ⁵ alguns incrementos no índice foram devidos não ao refino adicional de petróleo no País mas à incorporação de refinarias privadas pela Petrobrás, como a da Companhia de Petróleo da Amazônia (COPAM) no final de 1971.

A série de consumo de energia elétrica tem todas as qualidades potenciais de um bom indicador da atividade econômica. Pode-se inclusive obter uma desagregação por setores da indústria. Entretanto, a área coberta pela Light tem variado através do tempo, o que indicaria a adequação de se normalizar o consumo pelo número de contas de luz. ⁶

Da discussão anterior conclui-se que quase todas as séries disponíveis, a curto prazo, apresentam problemas que, *a priori*, no mínimo recomendam uma boa dose de cautela na sua utilização. Entretanto, o período de tempo e os recursos disponíveis não permitiriam um refinamento cuidadoso de cada série. Conseqüentemente, foi adotado um ponto de vista pragmático sobre o assunto: utilizar as séries como são publicadas para pelo menos ter-se uma idéia do que se obtém.

O problema empírico consiste em determinar um indicador para o produto real a partir das séries apresentadas anteriormente. Uma solução para ele seria admitir que o índice de produção industrial do IBGE refletisse exatamente o produto e mediante uma regressão por mínimos quadrados simples determinaríamos os pesos apropriados de agregação para cada uma das séries. É importante frisarmos que desta forma estamos estimando o índice IBGE e não diretamente o produto. As vantagens práticas de tal

⁴ De janeiro de 1970 a novembro de 1974, o coeficiente de correlação simples entre produção de lingotes e gusa foi de 0,953.

⁵ Já em 1964 a Petrobrás era responsável direta por 82% do petróleo refinado no País. Veja Carvalho, Getúlio. Petrobrás: duas décadas e um dilema. *RAP*, v. 9, p. 20, jan-mar 75.

⁶ Antonio Carlos Gonçalves, do BRASCAN, chamou nossa atenção para este ponto.

procedimento são óbvias, embora com isto estejamos nos desviando da questão de determinação precisa do produto, que somente poderia ser respondida na medida em que fosse feito um estudo detalhado do índice do IBGE.

Entretanto, como as séries são mensais, temos problemas devido à presença de componentes estacionais.⁷ Na desestacionalização foi utilizado o processo de se calcular “fatores de estacionalidade” conforme a rotina envolvida no ESP (*Econometric Software Package*). Basicamente, o processo consiste em primeiramente se calcular médias móveis centradas de doze meses dos dados originais. Divide-se então estes pelas médias móveis para cada mês, obtendo-se diversas razões. É calculada a média destas razões para cada mês, que são os “fatores de estacionalidade”. Estes 12 fatores são finalmente normalizados de forma que sua média geométrica seja igual a um.⁸

Foi dada preferência ao processo de desestacionalização já descrito, primeiro por conveniência e segundo porque se trata de um processo extremamente conhecido e largamente aplicado. Entretanto sua aplicação em geral não é satisfatória nos casos em que as variáveis possuam uma forte tendência.⁹ De fato, não nos foi possível detectar a estacionalidade do índice de preços, disponibilidade interna, mediante este processo.

Os fatores de estacionalidade para as séries utilizadas são apresentados na tabela 2.

Como podemos observar, os fatores de estacionalidade para as séries de produção são em geral inferiores a um no primeiro trimestre, indicando que nesta época do ano a produção é relativamente baixa. Isto é também constatado no comportamento do próprio índice IBGE, bem como no índice de consumo de energia. Este resultado era de se esperar, pois calor e carnaval são fatores tipicamente inibidores da atividade econômica além de, em parte devido a isto, o primeiro trimestre do ano ser o período de maior incidência de férias nas empresas.

Os fatores de estacionalidade praticamente iguais à unidade para o índice de preços ilustram a deficiência do método de desestacionalização por médias móveis em casos de elevadas taxas de crescimento da variável estudada.

† As séries de (1.) a (7.) referidas anteriormente podem ser encontradas em vários números do *Boletim do Banco Central* e de *Conjuntura Econômica*. O índice de produto industrial pode ser obtido em vários números do *Boletim Econômico* (IPEA/IPLAN).

* Para maiores esclarecimentos sobre o processo o leitor pode consultar, entre outros, Spiegel, M. R. *Statistics*. Schaum's Outline Series, New York, McGraw-Hill, 1961. p. 286-312.

† Para maiores detalhes sobre outros métodos, veja *ibid.* e Evans, M. K. *Macroeconomic activity: theory forecasting and control*. New York, Harper and Row, 1969. p. 450-5.

Tabela 2
Fatores de estacionalidade

Série	Mês											
	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
Prod. automóveis	0,8170	0,9530	1,0781	1,0406	1,0909	1,0147	1,0752	1,0461	0,9670	1,0716	0,9879	0,8983
Prod. cimento	0,9948	0,9009	0,9852	0,9328	1,0136	0,9884	1,0090	1,0491	1,0312	1,0388	1,0200	1,0481
Aço lingotes	1,0101	0,9110	0,9821	0,9517	1,0283	1,0115	0,0270	0,0280	0,9828	1,0486	1,0016	1,0256
Refino de petróleo	1,0066	0,9492	0,9819	0,9431	1,0094	0,9625	0,9813	1,0880	1,0024	1,0163	1,0176	1,0511
Eletrônico-domésticos	0,8024	0,7275	0,8963	0,9171	1,0238	0,9921	0,9901	1,0786	1,1178	1,1421	1,2716	1,1835
Consumo energia (Light)	0,9500	0,9831	0,9654	0,9792	0,9889	1,0122	1,0104	0,0348	1,0378	1,0122	1,0313	0,9990
Preços (D.I.)	0,9956	0,9966	0,9982	0,9999	1,0003	1,0037	1,0011	1,0010	1,0037	1,0050	1,0022	0,9927
Prod. industrial	0,9257	0,9077	1,0058	0,9868	1,0240	1,0145	1,0469	1,0460	1,0092	1,0608	1,0036	0,9810

Fonte: IBGE/IPEA.

Tabela 3
Resultados das estimativas por mínimos quadrados
(janeiro de 1969 a julho de 1974)

Modelo	Equação Estimada	R ²	DW	N° de Obs.:
1a	$I_g IB = 2,1842 + 0,2556 I_g AUT + 0,1152 I_g PR + 0,3061 I_g CI + 0,1212 I_g SI + 0,0245 I_g ENO$ $+ 0,1613 I_g LI - 0,0006 T$ <p style="text-align: center;">(2,47) (6,49) (3,79) (3,15) (1,24) (0,84) (1,71) (-0,37)</p>	0,992	1,24	67
1b	$DIB = 0,0027 + 0,2479 DAUT + 0,0467 DPR + 0,0960 DCI + 0,0297 DSI + 0,0280 DENO - 0,0503 DLI$ <p style="text-align: center;">(0,88) (8,75) (2,42) (1,05) (3,05) (1,01) (-0,53)</p>	0,704	2,29	66
2a	$I_g IB = 4,1678 + 0,2698 I_g AUT + 0,2529 I_g LI + 0,0041 T$ <p style="text-align: center;">(5,90) (6,44) (2,19) (3,16)</p>	0,986	0,78	67
2b	$DIB = 0,0053 + 0,2695 DAUT - 0,0084 DLI$ <p style="text-align: center;">(1,88) (1,01) (-0,94)</p>	0,664	2,35	66

Notas: I_g = logaritmo neperiano

D = operador variação percentual ($DX = \Delta X/X$)

IB = Índice IBGE

AUT = produção de automóveis

PR = Índice de refino de petróleo

CI = Índice de produção de cimento

SI = Índice de produção de aço em lingotes

ENO = Índice de produção de aparelhos eletrônico-domésticos

LI = consumo industrial de energia elétrica na região da Light

T = variável tendência igual a 1, em janeiro/66, 2, 3, ..., n.

TODAS AS VARIÁVEIS, (EXCETO T) FORAM DESESTACIONALIZADAS CONFORME O TEXTO.

Fonte: Séries originais obtidas da *Conjuntura Econômica* e Banco Central, *Boletim*, vários volumes.

Estimou-se então, por mínimos quadrados simples, as regressões cujos resultados são apresentados na tabela 3. Elas foram estimadas cobrindo o período janeiro de 1969 a julho de 1974. Os valores entre parênteses, abaixo dos coeficientes, são estatísticas t .

Foram estimados dois modelos diferentes, tanto em valores absolutos quanto em variações percentuais. No primeiro foram incluídas as variáveis de produção listadas anteriormente e uma variável tempo (T) a fim de capturarmos relações espúrias advindas do fato de trabalharmos com valores absolutos de séries que possuem uma forte tendência ascendente, sendo portanto altamente correlacionadas entre si.

O coeficiente de determinação da equação 1a foi bem elevado. Vários coeficientes não são significativamente diferentes de zero, alguns entrando até com sinal negativo. Isto pode ser causado pela presença de multicolinearidade devida à elevada correlação positiva entre as variáveis independentes. Com efeito, os coeficientes de correlação simples entre elas situam-se em geral acima de 0,90.

O coeficiente de determinação cai, obviamente, ao trabalharmos com variações percentuais na equação 1b. Entretanto, mesmo neste caso os resultados podem ser considerados bastante razoáveis.¹⁰

Também pode-se observar que os maiores pesos de agregação e os maiores valores de t correspondem à produção de automóveis, o que nos leva a concluir ser esta variável a mais importante na determinação do índice IBGE.¹¹ Em vista disto estimou-se os modelos 2, nos quais o produto é explicado somente pela produção de automóveis e pelo índice de consumo industrial de energia na região Light. Esta última variável foi também incluída devido tanto à rapidez em que ela é obtida quanto às suas potencialidades realmente importantes de indicador. Com as equações 2a e 2b estamos encarando a questão da maneira mais simples possível: caso se disponha somente da produção de automóveis e do consumo industrial de energia elétrica na região Light, com que grau de precisão poder-se-ia estimar o índice IBGE? A resposta a isto é dada pelos resultados das regressões nos modelos 2. Como podemos observar, somente aquelas duas variáveis e mais uma tendência explicam 98,6% da variância do índice IBGE em se tratando

¹⁰ Incorporando as variáveis fiscais defasadas aumentaríamos o R^2 para 0,993 no caso de valores absolutos e para 0,750 no caso de variações percentuais, ou seja, variações relativamente pequenas. Tudo indica portanto que podemos dispensar as variáveis fiscais na predição, com rapidez, do índice de produção industrial.

¹¹ Esta suposição deve ser qualificada pela presença de multicolinearidade, que poderia estar provocando baixos coeficientes e valores t para as demais variáveis.

do de níveis absolutos, e 66,4% no caso de variações percentuais. E isto levando-se em consideração os problemas inerentes àquelas variáveis, como o precário método de agregação mencionado anteriormente.

Os resultados da tabela 3 fornecem excelentes perspectivas para a determinação do índice de produto industrial a curto prazo, que aqui se admite ser refletido pelo índice IBGE. Na tabela 4 são apresentadas projeções, baseadas nas equações 1a e 2a para o índice IBGE, desestacionalizado e sem ajustes, cobrindo o período de agosto de 1974 a julho de 1975.

Entretanto, ao invés de abandonar as variáveis fiscais, pode-se argumentar que elas contêm informações úteis que transcendem somente o produto industrial, isto é, que elas estariam melhor correlacionadas com uma medida de produto mais abrangente que o índice IBGE. É de se esperar que existam informações úteis nas variáveis independentes, principalmente nas fiscais, que não estariam sendo aproveitadas em uma regressão em que forçássemos o bom ajustamento destas variáveis ao produto industrial.

Tabela 4
Índice de produção industrial
Projeções baseadas nos indicadores
(base: 1969 = 100)

Período		Modelo 2a		Modelo 3a	
		Sem ajustes	Ajustado para estacionalidade	Sem ajustes	Ajustado para estacionalidade
1974	Jul.	192,1 ^a	183,5 ^a	192,1 ^a	183,5 ^a
	Ago.	195,4	186,8	199,1	190,3
	Set.	186,9	185,2	193,8	192,0
	Out.	203,7	192,0	203,7	192,0
	Nov.	180,9	180,3	185,5	184,8
	Dez.	183,3	186,9	191,4	195,1
1975	Jan.	185,3	200,2	186,1	201,0
	Fev.	174,1	191,8	175,8	193,7
	Mar.	194,0	192,9	196,6	195,5
	Abr.	199,5	202,2	189,7	192,2
	Mai.	202,1	197,4	202,8	198,0
	Jun.	204,1	201,2	206,7	203,7
	Jul.	212,3	202,8	209,8	200,4

Nota: ^a Efetivamente observado.

Fonte: Ver texto.

Uma forma de tentarmos capturar um número maior de informações das séries é o uso da chamada técnica dos componentes principais. A interpolação de uma série de produto mensal mediante esta técnica já foi tentada anteriormente por Martone.¹² A idéia central por detrás do processo é a seguinte.

Suponhamos que as variáveis independentes da regressão acima fossem arranjadas na matriz R . Se existisse um vetor p tal que fosse proporcional a cada coluna de R , teríamos

$$R = p \cdot a'$$

onde a' seria um vetor-linha de múltiplos escalares.

Se não houver proporcionalidade perfeita entre o vetor p e as colunas de R , teremos

$$R = p a' + V$$

onde V seria matriz de discrepâncias. Se agora nós minimizarmos a soma dos quadrados das discrepâncias, o que equivale a minimizar o traço da matriz $V'V$, chegaríamos à conclusão que p seria o vetor característico da matriz semidefinida RR' .¹³ O vetor que minimizaria as discrepâncias seria o correspondente à maior raiz característica de RR' . Ele seria o que explicaria a maior parcela da variância das colunas de R .

Como a relação (1) não se altera caso p seja multiplicado por k e a' por $1/k$, é necessária uma regra de normalização que garanta um valor único para p . A adotada aqui foi a de média zero e variância unitária para p , a fim de sermos consistentes com a rotina do ESP (*Econometric Software Package*). Uma particularidade importante da rotina de componentes principais do ESP é que, para se eliminar efeitos arbitrários de escala das variáveis, estas são padronizadas pelas suas médias e desvios-padrão, ou seja, o componente principal é extraído da matriz na qual todas as colunas possuem média zero e variância unitária. Voltaremos a este ponto logo a seguir.

Aplicando o método à matriz formada pelas variáveis independentes utilizadas na regressão acima e mais as variáveis fiscais arrecadação real do IPI, ICM e FGTS, obtivemos um vetor p que explica 92,9% da variância

¹² Trabalho citado e comentado em Pastore, A. C. *A oferta monetária no Brasil*. Tese de livre docência, Universidade de São Paulo, 1973. Veja também Martone, Celso. Estimação de índices trimestrais de renda para o Brasil: uma nova técnica. *Estudos Econômicos*, v. 4, n. 2, p. 97-105, 1974.

¹³ Para maiores detalhes veja, por exemplo, Theil, H. *Principles of econometrics*. New York, John Wiley and Sons. 1971. p. 46-55.

das colunas da matriz.¹⁴ Os fatores de proporcionalidade (*factor loadings*) foram os seguintes:

IPI = 0,893	CI = 0,990
ICM = 0,957	SI = 0,983
FGTS = 0,989	ENO = 0,935
AUT = 0,981	LI = 0,991
PR = 0,952	

Devido ao processo de se extrair componentes principais de matriz de variáveis padronizadas, os fatores de proporcionalidade nada mais são que os coeficientes de correlação do componente principal com cada variável.

O poder explicativo do primeiro componente principal é bem elevado. Martone, em estudo anterior trabalhando com séries de consumo industrial de energia elétrica, produção automobilística, de cimento, de aço em lingotes, de borracha sintética, valor real da receita do ICM em São Paulo, índice de emprego industrial na cidade de São Paulo e valor real dos cheques compensados, extraiu um primeiro componente principal que explicou 88% da variância das séries para o período 1965/1972.¹⁵ Uma das causas da melhor explicação encontrada aqui possivelmente foi o fato da estacionalidade das séries haver sido retirada antes de se proceder ao cômputo dos elementos principais. Por outro lado, ao ajustarmos todas as séries pelo mesmo método de desestacionalização, poderíamos estar incluindo componentes sistemáticos que forçassem uma melhor correlação entre elas.

Como foi mencionado, o componente principal deveria representar uma medida de produto padronizado. Para examinarmos sua relação com o produto industrial IBGE, padronizamos o último subtraindo a série de seu valor médio e dividindo-a por seu desvio-padrão para o período janeiro de 1969 a julho de 1974 e regressamos esta variável no componente principal obtido anteriormente. O resultado foi:

$$\begin{aligned}
 IS &= -0,195 + 1,102 \cdot p \\
 &\quad (-12,1) \quad (62,4) \\
 R^2 &= 0,984 \quad n = 67 \\
 DW &= 1,72
 \end{aligned}$$

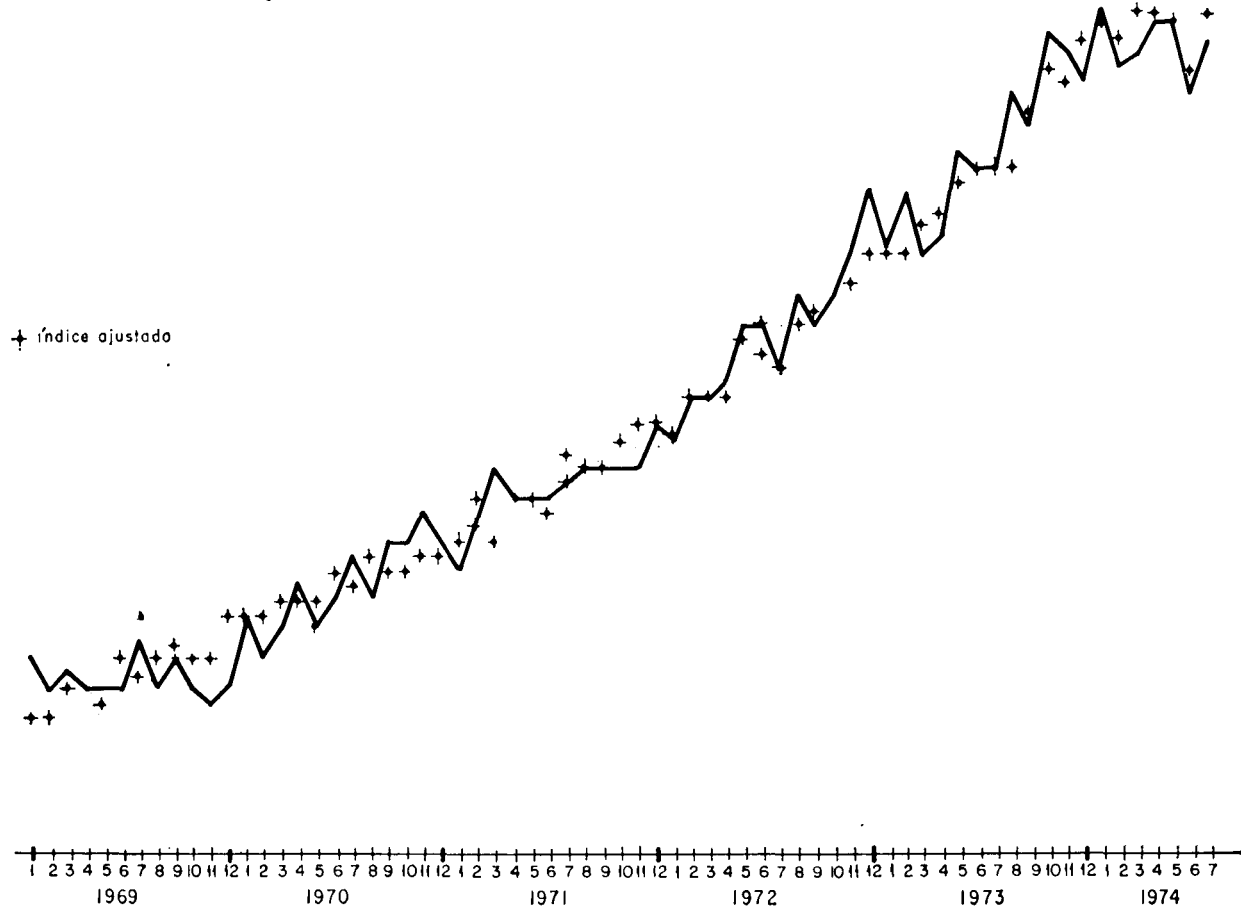
¹⁴ As variáveis fiscais foram ajustadas para defasagens e deflacionadas pelo IPA (Disponibilidade Interna). Para maiores detalhes veja o trabalho original, Haddad, C. *Indicadores de curto prazo*. (FGV/EPGE).

¹⁵ Martone. op. cit. p. 102.

Figura 1

Ajustamento entre o índice IBGE padronizado e o componente principal

CURTO PRAZO



onde IS é o índice IBGE padronizado. O coeficiente de correlação simples entre as duas variáveis para o mesmo período foi de 0,992.

O ajuste da regressão aparece na figura 1. Como é aparente pelos resultados da regressão, existe uma relação muito forte entre as duas variáveis.

Entretanto, o problema todo consiste em como passar do componente principal para o índice de produto supostamente mais abrangente que o do IBGE. O ponto crucial é que precisamos fazer alguma inferência sobre o desvio-padrão e sobre a média do índice que estamos querendo obter. Com efeito, se o componente principal reflete o comportamento do produto padronizado, temos

$$y = \bar{y} + s p$$

onde \bar{y} é a média de y e s o seu desvio-padrão.

Uma solução seria tomarmos \bar{y} como sendo a média do produto real (por exemplo, a série do PIB a preços constantes) durante o ano e s como sendo o desvio-padrão do índice IBGE/IPEA, ambos os índices sendo expressos na mesma base ou, o que seria mais razoável, dividindo-se a relação por \bar{y} ,

$$(y/\bar{y}) = 1 + p (s/\bar{y})$$

e gerar desvios sobre a média do produto na hipótese de que o coeficiente de variação deste (s/\bar{y}) seja idêntico ao do produto industrial. Uma série trimestral gerada desta forma aparece na tabela 5. Foi imposta a restrição de que as variações anuais da série seriam iguais ao crescimento anual do PIB em termos reais.¹⁶

Mas de qualquer forma fica caracterizada a arbitrariedade implícita no uso do método dos componentes principais.¹⁷ Com efeito, a grande des-

¹⁶ Em seu trabalho anterior, Martone considera s como sendo o desvio-padrão do PIB. Entretanto é nossa opinião que, mesmo levando em consideração o fato de estar trabalhando com variáveis desestacionalizadas, as séries mensais apresentam maior gama de componentes cíclicos e aleatórios que as anuais, o que introduziria um viés na estimativa, pois s seria extraído de séries anuais, não sujeitas a estas influências.

¹⁷ Há um caso, entretanto, que talvez recomendasse o uso de componentes principais em detrimento dos mínimos quadrados ordinários na estimação do próprio índice de produto industrial. Seria o caso em que o número de variáveis independentes é muito grande e o número de observações reduzido, deixando poucos graus de liberdade na estimativa da regressão, e quando há forte multicolinearidade entre as variáveis. Nessa situação, apesar da estimativa por componentes principais produzir resultados viesados, a variância do preditor pode ser menor que a do preditor obtido por mínimos quadrados ordinários, o que poderia acarretar um erro médio quadrático menor. A este respeito veja McCallum, B. T. Artificial orthogonalization in regression analysis. *Review of Economics and Statistics*, v. 52, p. 110-3, 1970.

Tabela 5

Série de produto trimestral (ajustada para estacionalidade) por componentes principais
(índice, 1969 = 100)

Período		Produto	Período		Produto
1968	I	87,1	1972	I	127,6
	II	90,2		II	133,1
	III	94,4		III	135,5
	IV	95,5		IV	142,1
1969	I	96,5	1973	I	140,7
	II	98,9		II	146,9
	III	101,6		III	150,8
	IV	103,1		IV	160,8
1970	I	106,5	1974	I	164,9
	II	108,8		II	164,3
	III	110,7		III	163,8
	IV	112,2			
1971	I	117,0			
	II	119,6			
	III	123,8			
	IV	127,1			

Fonte: Veja texto.

vantagem deste método é que, ao contrário das estimativas por mínimos quadrados, não sabemos ao certo o que está se passando, isto é, o que estamos obtendo na estimativa. Este fato, aliado à complexidade da própria técnica e à sofisticação computacional que ela requer, fazem com que as estimativas por componentes principais devam ser executadas somente em último recurso, caso não se disponha do índice de produção industrial do IBGE, por exemplo, e caso este não possa ser estimado por mínimos quadrados simples.

3. A sondagem conjuntural como indicador

Além de ser importante conhecer o que está se passando com o produto, é também de fundamental importância termos meios de efetuar previsões, as mais acuradas possíveis, para períodos próximos a fim de que decisões de ordem econômica possam ser tomadas. Entretanto, o problema de previsão é muito mais difícil que o da determinação de indicadores para o produto

atual. Este envolve, em última análise, somente uma maior rapidez na coleta, processamento e divulgação de estatísticas e, aparentemente, como verificamos no último item, os dados sobre produto podem ser interpolados com relativo sucesso por séries intermediárias. O problema de previsão entretanto é muito mais complexo e pode ser atacado de diversas formas: pela construção de modelos macroeconômicos, com o auxílio de “indicadores líderes” (*leading indicators*)¹⁸ ou, mais recentemente, mediante o estudo estatístico das próprias séries de tempo cujo comportamento se deseja prever.

Ao nosso conhecimento, as únicas previsões publicadas e acessíveis ao grande público no Brasil são as executadas pelo IBRE mediante a Sondagem Conjuntural junto à indústria de transformação. A sondagem, realizada trimestralmente, pergunta sobre o comportamento de uma série de variáveis econômicas no trimestre anterior e sobre as previsões das empresas quanto ao trimestre seguinte.¹⁹ As respostas, por setores industriais e por regiões do País, são qualitativas, podendo ser positivas indicando aumentos, negativas indicando declínios, ou zero, no caso de estabilidade. As respostas são agregadas de acordo com as participações relativas de cada firma nas vendas da indústria. No que se segue, vamos nos deter apenas na previsão quanto à produção industrial para o Brasil como um todo, embora, como já mencionamos, o inquérito seja muito mais abrangente.

É calculado, então, pelo IBRE, um índice de conjuntura que representa o saldo entre respostas positivas (aumentos) e negativas (declínios). O índice calculado para períodos passados, em um sentido *ex post*, é apresentado na *Conjuntura Econômica* como sendo um indicador para variações do produto industrial. Mas como estamos interessados em previsões, o relevante para nós seria o índice em um sentido *ex ante*, refletindo as expectativas dos empresários no trimestre anterior quanto ao comportamento do produto no trimestre presente.

Os dois índices de conjuntura bem como o índice IBGE/IPEA são apresentados na tabela 6.

Pela forma como é executado o questionário deveríamos esperar uma boa correlação entre os índices de sondagem e as variações do índice IBGE,

¹⁸ Nos EUA o método dos indicadores líderes foi desenvolvido principalmente no NBER e seus críticos a ele se referem como sendo “medições sem teoria”, terminologia popularizada por um famoso artigo de Koopmans. Veja Koopmans, T. C. Measurement without theory. *Review of Economics and Statistics*, v. 29, p. 161-72. Ago 1947.

¹⁹ Para maiores detalhes de metodologia veja, por exemplo, *Conjuntura Econômica*, v. 29, p. 186-7. ago. 1975.

Tabela 6
Sondagem conjuntural e o índice IBGE/IPEA, 1968/74

Período		Sondagem <i>ex ante</i> (%)	Sondagem <i>ex post</i> (%)	Produção industrial (Índice)	Varição percentual prod. industrial (%)
1968	I	12	39	—	—
	II	46	37	—	—
	III	37	43	—	—
	IV	39	39	—	—
1969	I	19	13	946	—
	II	34	17	999	5,6
	III	22	16	1 055	5,6
	IV	28	18	999	-5,3
1970	I	5	6	1 000	0,1
	II	40	30	1 106	10,6
	III	38	36	1 180	6,7
	IV	40	39	1 203	1,9
1971	I	19	17	1 137	-5,5
	II	33	22	1 238	8,9
	III	39	36	1 302	5,2
	IV	40	36	1 307	0,4
1972	I	24	27	1 274	-2,5
	II	34	32	1 445	13,4
	III	42	47	1 499	3,7
	IV	42	45	1 582	5,5
1973	I	16	16	1 492	-5,7
	II	45	48	1 654	10,9
	III	48	49	1 774	7,3
	IV	39	37	1 833	3,3
1974	I	19	6	1 729	-5,7
	II	47	31	1 834	6,1
	III	38	26	—	—
	IV	31	7	—	—

Fonte: Sondagem: *Conjuntura Econômica*, vários números. IBGE/IPEA: *Boletim Econômico*, vários números.

caso eles fossem bons indicadores. Com efeito, a matriz de correlações simples entre os três índices para o período 1969-II/1974-II mostra os seguintes resultados:

IBGE (variações percentuais)	IBGE (variações percentuais)	Sondagem <i>ex ante</i>	Sondagem <i>ex post</i>
IBGE (variações percentuais)	1,00	0,66*	0,54*
Sondagem <i>ex ante</i>		1,00	0,84*
Sondagem <i>ex post</i>			1,00

*Significante a 5%

Como podemos observar, existe uma correlação positiva e significativa entre variações do índice IBGE e os índices de sondagem. A correlação é ainda mais acentuada entre os dois índices de sondagem. Mas o que é surpreendente é que a correlação entre a sondagem *ex ante* e variações no índice IBGE é maior que a correlação entre estas e a sondagem *ex post*, o que estaria mostrando, caso o resultado não fosse espúrio, que as expectativas dos empresários seriam melhores que suas avaliações do ocorrido!

Para testarmos o poder preditivo da sondagem *ex ante*, estimamos a seguinte regressão:

$$\frac{I_t}{I_{t-1}} = 0,936 + 0,003 \text{ SON}_t^* \quad (1)$$

(34,1) (3,8)

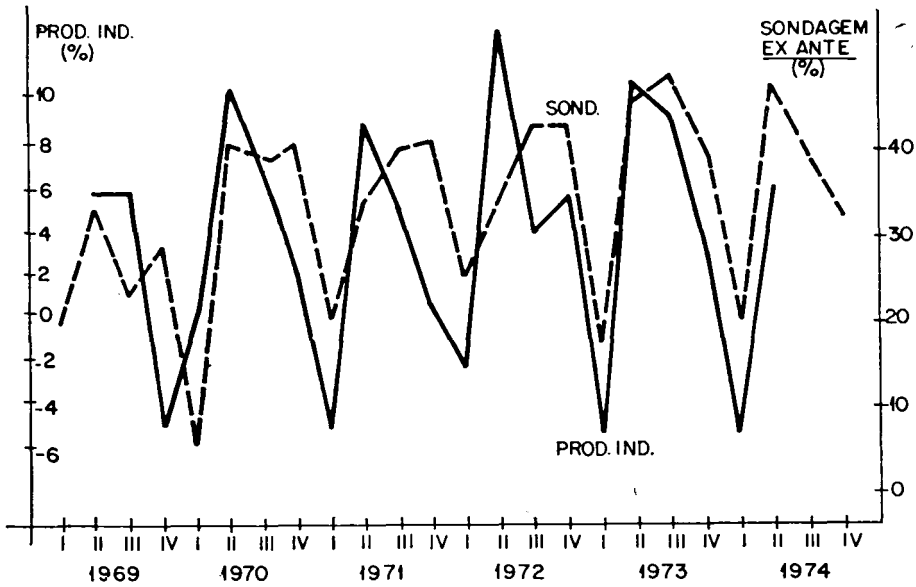
$$R^2 = 0,434 \quad n = 21 \quad DW = 2,08$$

onde I_t é o índice IBGE e SON_t^* é o índice de sondagem *ex ante*, ambos no trimestre t .

Se nos lembrarmos que estamos tentando prever variações no índice de produção industrial, o resultado da regressão não pode ser considerado ruim. As variações percentuais do índice de produção industrial e a sondagem *ex ante* aparecem plotadas na figura 2.

Um outro fato importante realçado pela tabela 6 é que as expectativas durante todo o período de análise foram otimistas, pois em trimestre algum o índice de sondagem foi negativo. Os valores médios anuais do ín-

Figura 2
Índice IBGE e Sondagem ex ante



dice *ex-ante* e as variações percentuais médias do índice IBGE foram os seguintes durante o período 1968/74 (tabela 7):

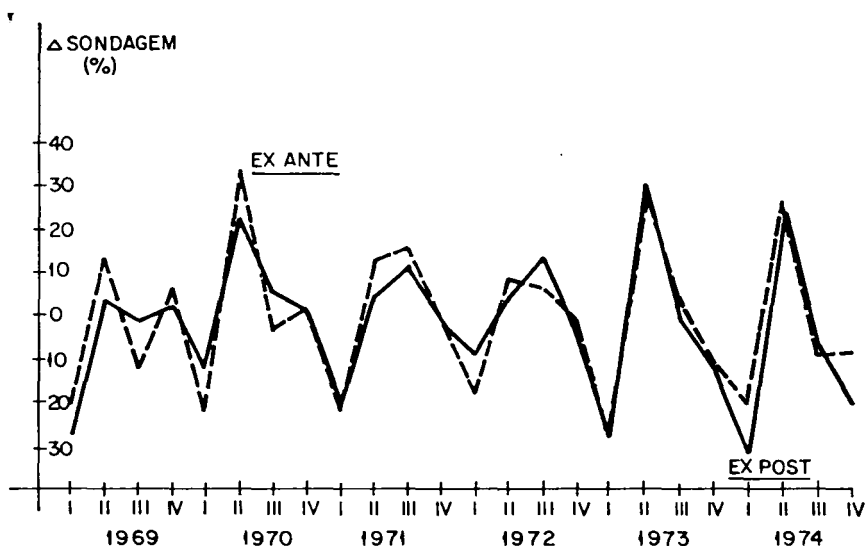
Tabela 7
Valores médios da sondagem e do crescimento industrial (%)

Ano	Sondagem	Crescimento industrial	Ano	Sondagem	Crescimento industrial
1968	25	—	1972	36	5,0
1969	26	1,5	1973	37	4,0
1970	31	4,8	1974	34	—
1971	33	2,3	1968/1974	32	3,5*

* 1969/73.

Entretanto, como podemos observar da figura 3, onde são plotadas as variações (primeiras diferenças) dos índices de sondagem *ex ante* e *ex post*,

Figura 3
Sondagem *ex ante* e *ex post* (variações)



deve-se esperar ainda uma melhor correlação, para o período considerado, entre estas e as variações do índice IBGE. Com efeito, a matriz de correlação simples entre estas variáveis é a seguinte:

	IBGE (variações percentuais)	Δ Sondagem <i>ex ante</i>	Δ Sondagem <i>ex post</i>
IBGE (variações percentuais)	1,00	0,80*	0,75*
Δ Sondagem <i>ex ante</i>		1,00	0,85*
Δ Sondagem <i>ex post</i>			1,00

*Significante a 5%

A maior correlação entre a variação do índice IBGE e a primeira diferença da sondagem *ex ante* é comprovada pela regressão a seguir:

$$\frac{\Delta I_t}{I_{t-1}} = 0,0297 + 0,0029 \Delta \text{SON}_t^* \quad (2)$$

(3,81) (5,79)

$$R^2 = 0,638 \quad n = 21 \quad DW = 2,28$$

Os resultados da regressão (2) são substancialmente melhores que os da regressão (1) apresentada anteriormente, o que é, sem dúvida, surpreendente. Pela própria metodologia da sondagem conjuntural deveríamos esperar, dado que as respostas são baseadas nas expectativas de variação da produção em relação ao trimestre passado, que o próprio índice de sondagem fosse no fundo uma primeira diferença. Calculando a primeira diferença do índice de sondagem estaríamos na realidade extraindo uma segunda diferença do índice de produto. Porque esta segunda diferença estaria melhor correlacionada com variações do índice do que a primeira diferença, não é nada claro.

Admitindo que uma relação do tipo regressão (2) fosse a correta, examinemos o que ela implica. Em forma de variações contínuas ela poderia ser expressa como

$$\frac{d}{dt} (\log I_t) = a + b \frac{dS_t^*}{dt}$$

onde I seria o índice de produção industrial e S^* a sondagem *ex ante*. Integrando a relação anterior temos

$$\log I_t = k + at + bS_t^*$$

ou

$$I_t = A \cdot I_0 e^{at} \cdot e^{bS_t^*}$$

onde I_0 seria o valor de I para $t = 0$.

Ora, $I_0 e^{at}$ representa um valor para I_t dado por sua taxa de crescimento, computada continuamente, a , isto é, sua tendência normal. Denominando

$$\bar{I}_t = I_0 e^{at}$$

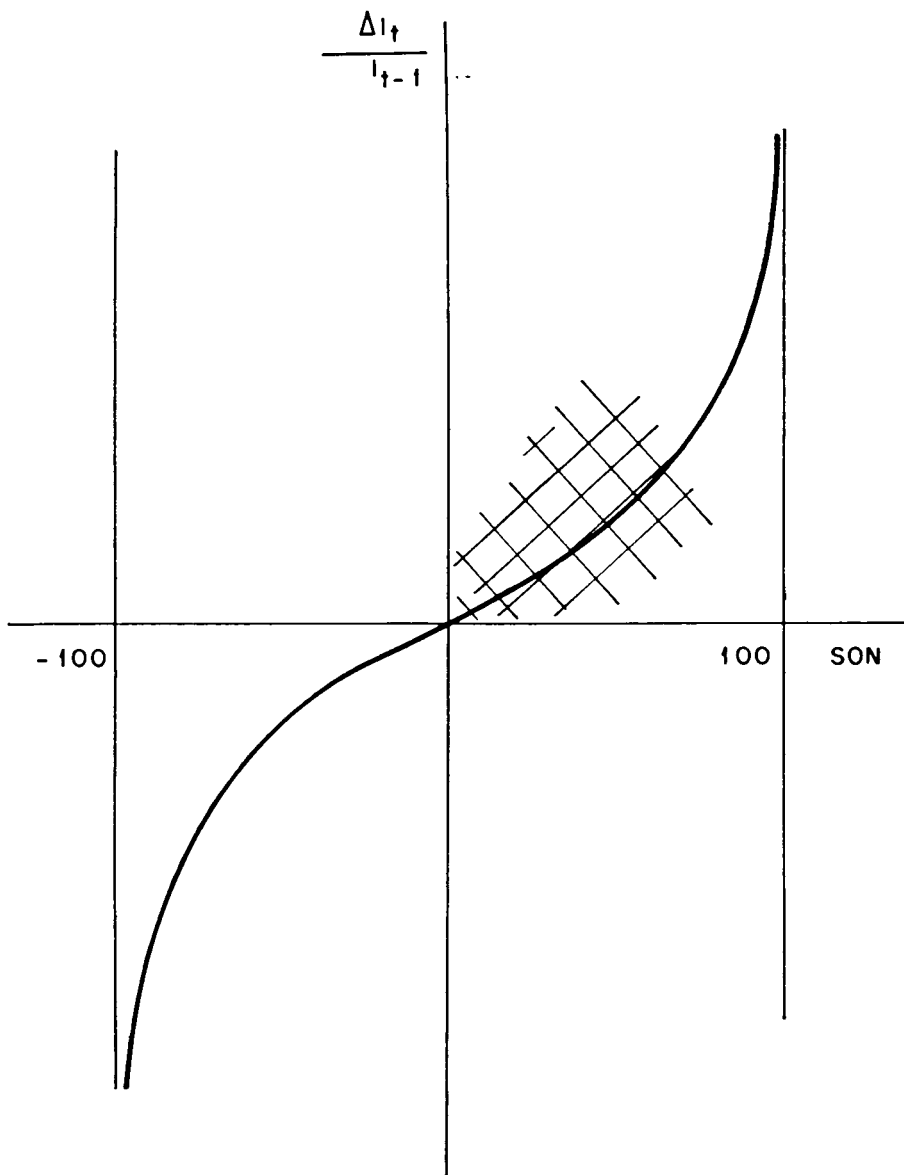
como a tendência de crescimento do índice ao longo do período, teríamos que a nossa relação básica seria

$$\frac{I_t}{\bar{I}_t} = A \cdot e^{bS_t^*}$$

ou seja, o índice de sondagem estaria medindo não variações em relação ao trimestre anterior mas sim variações em relação a uma tendência normal de crescimento.

Uma outra explicação para este fenômeno se refere à própria natureza do índice de sondagem. Como ele é calculado pela diferença entre res-

Figura 4
Sondagem e o índice de produto



postas positivas e negativas, seu valor é limitado entre -100 e 100. Como deveríamos esperar que à medida que aumente a magnitude da variação percentual do índice de produção mais e mais informantes irão respondendo afirmativa ou negativamente ao questionário sobre variações de produção — dependendo se a variação percentual é positiva ou negativa respectivamente — poder-se-ia supor *a priori* que a curva representando o comportamento das variações do índice IBGE face ao valor do índice sondagem tivesse o formato de uma função logística invertida, como o apresentado na figura 4. Como os valores das variações percentuais trimestrais do índice IBGE são normalmente positivas e inferiores a 10%, poderíamos estar observando pontos situados somente no trecho hachurado da figura 4.²⁰

A conclusão do que foi exposto é que talvez não seja apropriado estimar-se uma relação linear entre as variações do índice IBGE e a sondagem. E devido a este fato a inclusão da variação do índice sondagem poderia trazer melhores resultados devido à possibilidade dela estar captando mudanças na curvatura da relação apresentada na figura 4.

Em vista disto, procedeu-se à estimação das relações abaixo, em que são incluídas como variáveis independentes o valor do índice sondagem e sua variação, tanto para a sondagem *ex ante* (3) quanto para a *ex post* (4).

$$\frac{\Delta I_t}{I_{t-1}} = -0,00722 + 0,00116 \text{ SON}_t^* + 0,00234 \Delta \text{SON}_t^* \quad (3)$$

(-0,27)
(1,46)
(3,67)

$$R^2 = 0,676 \quad n = 21$$

$$DW = 2,36$$

$$\frac{\Delta I_t}{I_{t-1}} = 0,01331 + 0,00063 \text{ SON}_t + 0,00234 \Delta \text{SON}_t \quad (4)$$

(0,53)
(0,76)
(3,50)

$$R^2 = 0,578 \quad n = 21$$

$$DW = 2,66$$

Como podemos verificar, o coeficiente do índice de sondagem é significativamente diferente de zero a 10% (uma cauda) na equação (3) embora não significativa na relação (4). Entretanto, ao compararmos as relações (2) e (3) podemos observar que sua inclusão pouco adiciona à expli-

²⁰ Esta análise é baseada em Theil e se refere a um índice semelhante coletado em Munique, Alemanha. Veja Theil, H. *Applied economic forecasting*. Amsterdam, North Holland, 1966. cap. 10-2.

cação da variância da taxa de crescimento do índice IBGE. Ou seja, esta é explicada fundamentalmente pela variação do índice sondagem e não por seu valor absoluto. Este fato de certa forma invalida a explicação acima, baseada na figura 4, pois deveríamos esperar, dado que a relação (3) pode ser considerada como uma aproximação da curva logística por séries de Taylor, que tanto o coeficiente da sondagem quanto o de sua variação fossem significantes.

As equações (3) e (4) ainda confirmam o fato curioso do índice IBGE ser melhor explicado pela sondagem *ex ante* do que pela *ex post*. Em se tratando de regressões com variações percentuais, os coeficientes de determinação das duas, principalmente o da equação (3), podem ser considerados bastante razoáveis.

Finalmente, uma explicação adicional para o fato do índice IBGE ser melhor correlacionado com a variação da sondagem e não com seu nível absoluto, é que haveria uma parcela sistemática de empresas "otimistas" que sempre estariam respondendo afirmativamente quanto a perguntas sobre aumentos de produção e durante o período considerado a percentagem de "otimistas" aumentou, o que não seria de surpreender, devido à característica de "boom" do comportamento da economia durante o período 1968/74. Os dados da tabela 6 estão de acordo com esta interpretação uma vez que a média anual do índice de sondagem aumentou constantemente de 1968 a 1973. Uma investigação mais cuidadosa dos dados primários talvez pudesse elucidar este ponto.

Entretanto, pode-se argumentar que uma regressão por mínimos quadrados não seja um bom método de se testar as qualidades de um indicador como a sondagem. Que este deve ser julgado por seu poder de previsão sobre os pontos de reversão da atividade econômica. Com efeito, esta seria a idéia central por detrás do cálculo de indicadores líderes.²¹

Uma forma de testarmos a qualidade da previsão da sondagem quanto aos pontos de reversão é confrontarmos previsões com realizações. Podemos, por exemplo, calcular um índice de desigualdade de Theil²² para

²¹ Veja um desenvolvimento da argumentação em Hymans, Saul H. On the use of leading indicators to predict cyclical turning points. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 2 p. 339-75, 1973.

²² O índice de Theil é definido como a raiz quadrada positiva de

$$U^2 = \frac{\sum (P_i - R_i)^2}{\sum R_i^2}$$

onde P_i são os valores previstos e R_i as realizações. Pela forma do índice, podemos concluir que caso as previsões fossem sempre nulas (índice constante), o valor do índice de Theil seria igual a um. Veja Theil. op. cit. p. 26-32.

os resultados obtidos da equação (2), uma das melhores experimentadas. O valor obtido para todo o período da amostra foi igual a 0,278, significando que a raiz quadrada do erro médio quadrático de previsão pela equação (2) é 27,8% da raiz quadrada do erro médio quadrático que seria obtido caso a previsão fosse simplesmente a de que não haveria mudanças no índice IBGE.

Entretanto, o critério de Theil não discrimina sinais. Um erro absoluto conta da mesma forma, quer tenha sido no sentido de superestimação ou de subestimação. Além disto, no cômputo do índice de Theil não entram somente erros devido à má previsão dos pontos de reversão mas também erros devido à má previsão da magnitude das variações percentuais do índice IBGE. Em vista disto, tratou-se de examinar com mais cuidado o comportamento do índice de sondagem do IBGE durante os ciclos econômicos.

Indo nesta direção, o primeiro passo seria definir os ciclos de atividade econômica. Aqui nos utilizamos de um método simples. Subtraímos das variações percentuais do índice IBGE a taxa média de variação trimestral (3,4%). Os resultados encontram-se na tabela 8.

Entretanto, as taxas assim obtidas possuem ainda um componente estacional. Para eliminá-lo subtraiu-se de cada observação um fator correspondente à média aritmética das observações referentes àquele trimestre.²³ As taxas desestacionalizadas encontram-se na mesma tabela 8.

Definindo um “pico” da atividade econômica caso a taxa referente ao trimestre seguinte passar a negativa, sendo anteriormente positiva, e um “vale” caso ela passar a positiva, sendo anteriormente negativa, “picos” ocorreriam em 1970-IV, 1972-II, 1972-IV e 1973-IV e “vales” em 1969-IV, 1971-IV, 1972-III e 1973-I.

Se agora fosse eliminado o componente sistemático positivo do índice da sondagem (32 para 1968/74) e os seus valores fossem desestacionalizados segundo o mesmo processo de subtração das médias para cada trimestre,²⁴ chegaríamos aos valores também apresentados na tabela 8.

É evidente que por este processo os resultados obtidos do índice de sondagem são indicadores extremamente pobres. De fato, somente o “pico” de 1972-IV e o “vale” de 1973-I seriam capturados corretamente pela sondagem. O “vale” de 1969-IV seria indicado com um atraso de um trimestre, o de 1972-III com um adiantamento de um trimestre, os “picos” de 1970-IV e 1972-II com um atraso de um trimestre e tanto o “vale” de 1971-IV

²³ Estas foram - 7,3%, 7,0%, 2,3% e - 2,0% respectivamente para os quatro trimestres.

²⁴ As médias foram - 16, 7, 5 e 6 para os quatro trimestres respectivamente.

Tabela 8

Crescimento industrial e a sondagem *ex ante* ajustados para
tendência e estacionalidade

(%)

Período		Crescimento industrial ajustado para tendência (A)	(A) desestacionalizado	Sondagem ajustada para tendência e estacionalidade
1969	II	2,2	-4,8	-5
	III	2,2	-0,1	-15
	IV	-8,7	-5,7 <i>V</i>	-10
1970	I	-3,3	4,0	-11
	II	7,3	0,3	1
	III	3,3	1,0	1
	IV	-1,5	0,5 <i>P</i>	2
1971	I	-8,9	-1,6	3
	II	5,5	-1,5	-6
	III	1,8	-0,5	2
	IV	-3,0	-1,0 <i>V</i>	2
1972	I	-5,9	1,4	8
	II	10,0	3,0 <i>P</i>	-5
	III	0,3	-2,0 <i>V</i>	5
	IV	3,1	5,1 <i>P</i>	4
1973	I	-9,1	-1,8 <i>V</i>	0
	II	7,5	0,5	6
	III	3,9	1,5	10
	IV	-0,1	1,9 <i>P</i>	1
1974	I	-9,1	-1,8	3
	II	2,7	-3,3	8

Fonte: Veja texto.

quanto o "pico" de 1973-IV não seriam indicados. Embora não apresentados, o leitor pode verificar facilmente que resultados igualmente pobres seriam obtidos se nos utilizássemos das primeiras diferenças do índice de sondagem da tabela 7.

Pode-se argumentar, com razão, que o processo de ajustamento das séries foi extremamente simples e que o critério de avaliação do índice de sondagem foi bastante restritivo. Entretanto, apesar destas observações indicarem a necessidade de maior pesquisa sobre o assunto, não resta dúvida que os resultados até agora obtidos quanto à eficácia da sondagem na previsão dos pontos de reversão da atividade econômica não são muito promissores.

Finalizando, apresentamos na tabela 9 as previsões quanto às variações percentuais do índice IBGE com base nas equações (3) e (4) citadas. A título de comparação, aparecem na mesma tabela as previsões baseadas nos indicadores examinados no item anterior.²⁵ Pelo menos qualitativamente os resultados são bastante semelhantes. Tanto a sondagem *ex post* quanto as estimativas do índice IBGE por indicadores mostram queda do produto no quarto trimestre de 1974 e no primeiro trimestre de 1975, esta última indicação sendo também confirmada pela sondagem *ex ante*. Congruentemente, todas as três estimativas apontam para uma elevada taxa de crescimento no segundo trimestre de 1975. Ambos os indicadores de sondagem produzem também taxas positivas de crescimento para o terceiro trimestre de 1975 embora isto não possa ser comprovado pelos indicadores devido à falta de dados. Entretanto, deve-se ressaltar que na tabela 9 as taxas de variação referem-se ao índice de produto sem sofrer ajustes de estacionalidade o que sem dúvida ajuda a explicar as boas previsões obtidas pela sondagem.

Tabela 9
Taxa de variação do índice IBGE
Previsões baseadas na sondagem e nos indicadores

Período		Taxa de variação estimada (%)		
		Sondagem <i>ex ante</i> (1)	Sondagem <i>ex post</i> (2)	Indicadores* (3)
1974	III	1,58	1,74	4,42
	IV	1,24	-2,64	-1,15
1975	I	-3,08	-1,73	-2,53
	II	10,36	10,89	9,43
	III	5,44	4,81	—

Nota: * Estimativas baseadas no modelo I.a apresentado no item II.

Fonte: Veja texto.

4. Indicadores de emprego

Na área de emprego as informações são ainda mais precárias que na de produto. As melhores informações mensais de que se dispõe são, da mesma forma que as de produto, as supridas pelo IBGE. Este órgão calcula e pu-

²⁵ As estimativas apresentadas são as obtidas pelo modelo I. a. Veja tabela 3.

blica um índice de pessoal ocupado para a indústria de transformação. Entretanto, tal como no caso da produção, as informações são publicadas com um grande atraso.²⁶ Um outro índice também disponível e publicado sistematicamente é o de oferta de emprego em São Paulo, que é baseado em anúncios de jornal. Uma avaliação deste último índice é feita adiante.

Os coeficientes de desestacionalização para os índices de emprego do Brasil e São Paulo são apresentados na tabela 10. Como podemos observar, a estacionalidade apresentada pelos índices de emprego é relativamente baixa embora ela tenha configuração semelhante à do índice de produção.

Tabela 10
Fatores de estacionalidade para os índices de emprego

Mês	Emprego Brasil	Emprego S. Paulo	Mês	Emprego Brasil	Emprego S. Paulo
Jan.	0,9951	0,9947	Jul.	1,0038	1,0059
Fev.	0,9948	0,9947	Ago.	0,9991	1,0034
Mar.	1,0018	0,9993	Set.	0,9992	1,0019
Abr.	1,0033	0,9985	Out.	1,0004	1,0049
Mai.	1,0052	1,0005	Nov.	0,9986	1,0004
Jun.	1,0055	1,0026	Dez.	0,9933	0,9932

Fonte: Estimados de janeiro de 1967 a julho de 1974, conforme método descrito no texto.

Estimando-se uma tendência geométrica por mínimos quadrados para os dois índices de emprego desestacionalizados obtém-se as seguintes taxas de crescimento mensal:

Brasil:	0,0050
São Paulo:	0,0055

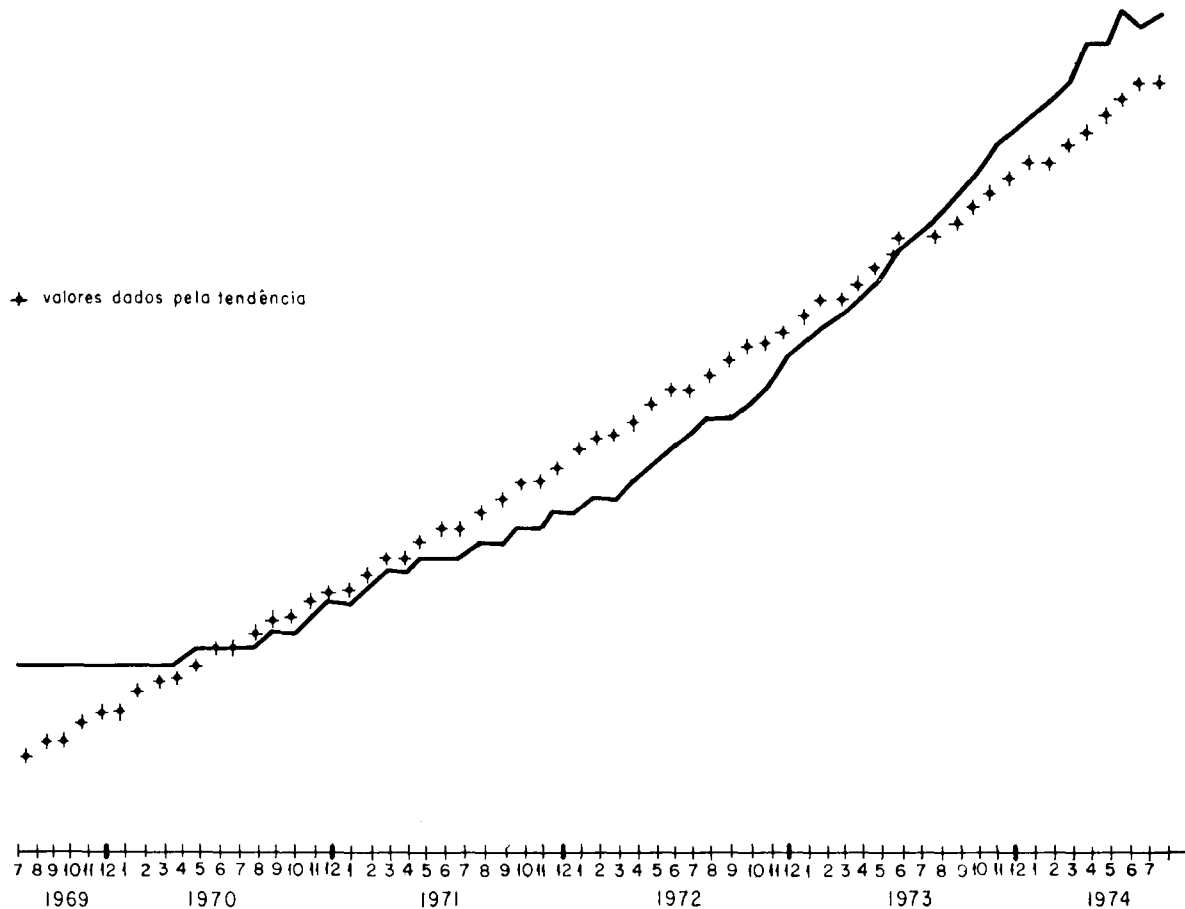
Entretanto a configuração das séries é bastante curiosa como podemos ver na figura 5 para o Brasil. Nota-se claramente duas tendências distintas de absorção de mão-de-obra. Uma a taxas bem inferiores às médias acima de 1969 a 1972 e outra, superior às médias de 1972 em diante. Uma possível explicação para isto reside em um possível aproveitamento de capacidade ociosa até 1972, o que teria impedido uma rápida absorção de mão-de-obra,

²⁶ As últimas informações de que se dispõe referem-se a dezembro de 1974 e encontram-se publicadas no *Boletim* do Banco Central.

Figura 5

Ajustamento do índice de emprego (IBGE) no Brasil por uma
tendência geométrica

CURTO PRAZO



que passou a se verificar somente após aquela ter-se esgotado face a uma continuação do crescimento rápido dos níveis de produção.

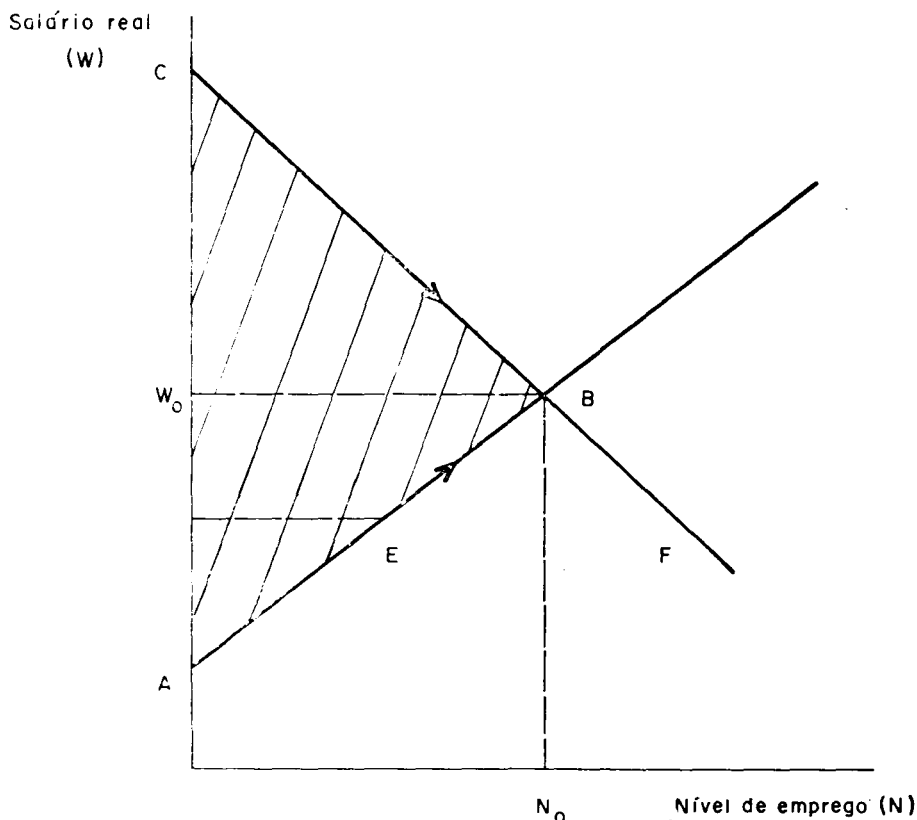
Além do índice de emprego do IBGE, encontra-se disponível para São Paulo o que foi denominado de um índice de oferta de empregos, inicialmente calculado por Ernst Muhr, da Escola de Administração de Empresas de São Paulo, da Fundação Getulio Vargas. O índice é baseado em anúncios classificados de emprego publicados pelo *O Estado de São Paulo* e divide os empregos por seis categorias: administrativos, vendas, produção, técnicos, domésticos e outros.²⁷ Apesar do índice representar realmente a oferta de empregos para aqueles que estão procurando emprego, talvez seja mais apropriado denominar o índice de demanda de emprego, pois ele reflete a procura de empregados por parte das empresas. Ou seja, o índice estaria refletindo movimentos ou ao longo da curva ou da própria curva de demanda por trabalho. A distinção é importante pois este índice representaria a absorção de mão-de-obra de parte das empresas somente na medida em que o fator limitativo para o aumento de emprego seja a demanda e não a oferta de trabalho.

Isto é exemplificado na figura 6, onde estão representadas a demanda e a oferta de emprego. Admitindo que não haja incerteza quanto aos salários reais a serem pagos ou recebidos, as combinações de nível de emprego e salário factíveis somente poderão se situar dentro da área hachurada ABC, pois a demanda por trabalho nos dá os níveis máximos de salários que serão pagos a cada nível de emprego e a oferta de trabalho mostra os salários mínimos que serão aceitos para cada nível de emprego. Em equilíbrio, o salário real pago seria W_0 e o nível de emprego N_0 , embora obviamente ainda devêssemos ter um volume normal de desemprego friccional (pessoas que estão mudando de emprego, novos entrantes na força de trabalho, migrantes etc). Portanto, para cada curva de demanda e oferta de trabalho, aumentos de emprego somente poderão se dar, em casos limites, através de movimentos descendentes ao longo de CB, caso em que a demanda seria o fator limitativo, ou ascendentes ao longo de AB, quando a restrição fosse a oferta. Somente no primeiro caso deveríamos esperar uma, possível, boa correlação entre o índice de "oferta de empregos" e o próprio nível de emprego.

Ou seja, quando tivéssemos uma situação de demanda excedente por emprego, como a representada pelo hiato EF na figura 8, um índice de oferta de empregos superestimaria a absorção de mão-de-obra, pois a de-

²⁷ Para maiores detalhes veja Muhr, Ernst. A oferta de emprego como indicador conjuntural. *Planejamento e Conjuntura*, p. 21-35, mar./abr. 1972.

Figura 6
Demanda e oferta de emprego



manda excedente por trabalho se reduziria à medida que os salários aumentassem. A superestimativa seria tão maior quanto mais inelástica fosse a curva de oferta de mão-de-obra.

Afora o problema anterior, outras restrições podem ser feitas quanto ao índice do Prof. Muhr: a precariedade da amostra, o seu claro viés em favor de empregados com níveis mais altos de qualificação,²⁸ o fato de ele não levar em consideração a rotatividade da mão-de-obra que pode levar a um aumento no número de anúncios que não esteja acompanhado por um aumento líquido de absorção de mão-de-obra, e assim por diante.

²⁸ Por exemplo, nos períodos 1956/58 e 1965/67, os anúncios de pessoal administrativo e técnico representaram 52% e 55% do total, respectivamente.

Entretanto, apesar dos problemas mencionados anteriormente, é possível que o índice de oferta de empregos tenha alguma representatividade. Para testarmos isto, admitindo que o índice de emprego do IBGE represente de forma eficaz a situação no mercado de trabalho, estimamos a seguir as regressões de janeiro de 1972 a outubro de 1974: ²⁹

$$\text{EIBGE} = 104,38 + 0,00346 \text{ IE} + 0,9527 \text{ T} \quad (1)$$

(149,4) (1,16) (42,0)

$$R^2 = 0,992 \quad n = 34$$

$$\text{DW} = 0,60$$

$$\lg \text{ EIBGE} = 4,5849 + 0,0144 \lg \text{ IE} + 0,0077 \text{ T} \quad (2)$$

(117,6) (1,99) (40,8)

$$R^2 = 0,993 \quad n = 34$$

$$\text{DW} = 0,65$$

onde,

EIBGE = índice de pessoal ocupado do IBGE para São Paulo.

IE = índice de oferta de empregos em São Paulo.

T = variável tendência igual a 1, 2, ..., n.

Na relação em logaritmos o índice de oferta de empregos aparece significativo a 5% (uma cauda). Porém, é óbvio, em ambas as relações, que praticamente toda a variância do índice IBGE é explicada simplesmente pela variável tendência. Isto é, a boa correlação que existe entre os dois índices ³⁰ é devida fundamentalmente à tendência de crescimento comum a ambos.

5. Conclusões

Neste trabalho apresentamos inicialmente um método de obtenção de um índice de produto industrial mensal que visa a estimar o índice divulgado

²⁹ Os dois índices podem ser encontrados no *Boletim* do Banco Central, vários volumes.

³⁰ Um coeficiente de correlação simples entre os dois índices calculado para o período em questão foi igual a 0,745.

pelo IBGE a partir de séries com boas características de indicadores. Os resultados encontrados foram encorajadores, o que nos leva a crer ser perfeitamente factível a obtenção de índices mensais de conjuntura a curto prazo, com benefícios óbvios para o governo e as empresas privadas.

A desvantagem do método apresentado no texto é que sua implantação demanda uma periódica atualização dos pesos de interpolação mediante regressões com um índice mensal tipo IBGE. Por outro lado, é claro que boa parte dos esforços empregados na área de indicadores deveriam ser dirigidos no sentido de aprimorar os métodos de coleta de informação daquele índice e, principalmente, computá-las e divulgá-las com a maior presteza possível.

Uma outra técnica de interpolação potencialmente utilizável é a de componentes principais. Com efeito, os resultados produzidos com esta técnica mostraram-se bastante similares aos obtidos com o índice IBGE. Entretanto, a complexidade de cálculo envolvida e o seu caráter *ad hoc* fazem com que esta técnica seja nitidamente inferior à de regressões por mínimos quadrados simples.

Na área de previsões de comportamento do produto, analisou-se o índice de sondagem conjuntural junto à indústria de transformação. Entretanto, os resultados encontrados deixam um pouco a desejar, uma vez que se ajuste o índice de sondagem para estacionalidade, principalmente no que diz respeito à sua capacidade de previsão dos pontos de reversão da atividade econômica.

Por outro lado, na área de emprego a situação ainda é pior em termos de disponibilidade de informações, do que na de produto. O único índice de conjuntura disponível com uma certa rapidez é o de oferta de empregos para São Paulo que no entanto apresenta sérios problemas metodológicos. Além disto, sob um ponto de vista empírico, os resultados da previsão do índice de emprego do IBGE mediante o índice de oferta de emprego foram bastante pobres.

Concluindo, deve-se destacar a pouca ênfase que o assunto de indicadores de curto prazo tem recebido no caso brasileiro, o que claramente não se coaduna com a importância do tema para a formulação de políticas econômicas de estabilização ou conscientes decisões empresariais. O objetivo principal deste trabalho é, pois, o de contribuir para incentivar o debate nesta área, onde há, sem dúvida, muito ainda o que fazer.

Bibliografia

- APEC. *Análise e perspectiva econômica*. Rio, APEC, 1968-1974.
- Banco Central do Brasil. *Boletim* (vários volumes) e *Relatório Anual* (1967/74).
- Brunner, K. & Meltzer, A. H. The meaning of monetary indicators. *Monetary Economics. Readings on Current Issues*. Gibson, W. E. & Kaufman, G. C. Ed. New York, McGraw-Hill. 1971.
- Carvalho, Getúlio. Petrobrás: duas décadas e um dilema. *Revista de Administração Pública*, v. 9, jan./mar. 1975.
- Evans, M. K. *Macroeconomic activity: theory, forecasting and control*. New York, Harper and Row, 1969.
- Fundação Getulio Vargas. *Conjuntura Econômica*, vários volumes.
- Governo do Estado de São Paulo. Secretaria de Economia e Planejamento. *Planejamento e Conjuntura* (vários volumes).
- Haddad, Claudio. *Indicadores de curto prazo*. (FGV/EPGE, 1976).
- Hymans, Saul H. On the use of leading indicators to predict cyclical turning points. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 2, 1973.
- Johnston, J. *Econometric methods*. New York, McGraw-Hill, 1972.
- Koopmans, T. C. Measurement without theory. *Review of Economics and Statistics*, v. 29, 1947.
- Martone, Celso. Estimação de índices trimestrais de renda para o Brasil: uma nova técnica. *Estudos Econômicos*, v. 4, n. 2, 1974.
- McCallum, B. T. Artificial orthogonalization in regression analysis. *Review of Economics and Statistics*, v. 52, 1970.
- Ministério da Fazenda. *Boletim do ICM*, vários números.
- Ministério do Planejamento (IPEA). *Boletim Econômico*, vários números.
- Muhr, Ernst. A oferta de emprego como indicador conjuntural. *Planejamento e Conjuntura*, mar./abr., 1972.
- Pastore, A. C. *A oferta monetária no Brasil*. Tese de livre docência, Universidade de São Paulo. 1973.
- Spiegel, M. R. *Statistics*. Schaum's Outline Series. New York, McGraw-Hill, 1961.
- Theil, Henri. *Principles of econometrics*. New York, Wiley. 1971.