

Flutuações cíclicas e indicadores da atividade industrial*

Afonso Celso Pastore

Sumário: 1. Introdução; 2. Causalidade entre emprego, horas trabalhadas, vendas e produto; 3. A análise no domínio da frequência; 4. A tendência, o perfil espectral típico das variáveis econômicas e a persistência dos efeitos de um choque; 5. Os ciclos e os co-movimentos: as oscilações nos subsectores, a produtividade e os salários; 6. Conclusões.

Este trabalho analisa as regularidades empíricas existentes nos indicadores da atividade industrial no Brasil. Dentre as séries representativas da produção industrial, do nível de emprego, do total de horas trabalhadas, das vendas reais e do nível de utilização da capacidade instalada na indústria, quais são os indicadores antecedentes dos demais? O conceito de causalidade de Granger é utilizado para decompor, na forma proposta por Geweke, a dependência linear total entre as variáveis, concluindo-se que as vendas reais e o produto funcionam como indicadores antecedentes do emprego, que as horas trabalhadas por empregado flutuam simultaneamente com o produto e com a utilização da capacidade instalada na indústria, e que, embora a dependência linear instantânea entre as vendas reais e o produto seja dominante, não se pode rejeitar a hipótese de que as vendas funcionam como um indicador antecedente do produto. As séries são analisadas também no domínio da frequência, sendo estimados seus espectros, as coerências e os deslocamentos de fase, que conduzem a uma definição alternativa do indicador antecedente, e os filtros das funções de transferência que, partindo dos espectros das vendas, produzem os espectros das horas trabalhadas e do emprego. Avalia-se se os choques ou as inovações que alteram o curso dessas variáveis dentro de um episódio cíclico incorporam-se às tendências, modificando permanentemente seus níveis, ou se se dissipam sem modificá-las, bem como as implicações da especificação da tendência sobre o perfil espectral das séries. Finalmente, são analisadas as informações sobre os ciclos e as amplitudes das flutuações em vários subsectores, destacando-se a tentativa de resposta à indagação sobre se os salários e a produtividade da mão-de-obra têm movimentos pró-cíclicos ou contracíclicos.

This study analyses the empirical regularities present in the indicators of the industrial activity in Brazil. Among the representative series of industrial production, employment level, total of hours worked, real sales, and level of capacity utilization in industry, whose leading indicators precede the others? Granger's concept of causality is used to decompose the total lineal dependency among the variables, in the form proposed by Geweke, pointing to the conclusion that both the real sales and the product act as leading indicators of employment, that the hours worked by employee fluctuate simultaneously with the product and the capacity utilization in industry, and that although the instantaneous lineal dependency between the real sales and the product is dominant, one cannot reject the assumption that the sales act as a leading indicator to the product. The series are also analysed in the realm of the frequency, with estimates of their spectrum, the consistencies and the phase's displacements, conducive to an alternative definition of leading indicator, and the filters of the transference functions that, departing from the sales' spectra, produce the spectra of hours worked and employment. One evaluation is made to verify whether the shocks or innovations which alter this variable's course within a cyclical episode are incorporated to the trends, changing permanently their levels, or are dispersed without changing them; it is also evaluated the implications of the trend's specification on the spectral profile of the series. Finally, the information about the fluctuation's cycles and amplitudes in different subsectors are analysed, emphasizing the attempt to answer the question concerning the existence or not of pro-cyclical or countercyclical movements in the workforce's wages and productivity.

* O autor agradece a Pedro Luiz Valls Pereira as críticas a uma versão preliminar deste trabalho, que alteraram significativamente a abordagem da seção 4. Agradece, também, as sugestões de Antonio Delfim Netto. Artigo recebido em 29 jun. e aprovado em 23 dez. 1993.

1. Introdução

As oscilações do produto e do emprego aumentaram o interesse pelas informações contidas nos indicadores da atividade industrial. O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) estima mensalmente o índice da produção industrial para o Brasil, e a Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (Fiesp) produz os índices mensais do nível de emprego, do total de horas trabalhadas, das vendas reais, da massa de salários e do nível de utilização da capacidade instalada na indústria do estado de São Paulo. Será que algumas dessas séries são indicadores antecedentes, com seus valores no tempo t contendo informações sobre o comportamento futuro de outros indicadores? Qual o conceito de precedência temporal relevante para definir um indicador antecedente? Junto com o produto industrial flutua o fluxo de serviços produtivos da mão-de-obra, alterando quer o nível de emprego, quer as horas trabalhadas por empregado. O produto e o emprego flutuam simultaneamente, ou este somente responde às oscilações de períodos mais longos da produção, com as horas trabalhadas por empregado acomodando as variações de períodos mais curtos? O produto se ajusta rapidamente e sem desvios sistemáticos às variações provenientes das vendas, ou são grandes as acumulações ou as reduções dos estoques? A análise desses indicadores no domínio da frequência adiciona informações à análise desenvolvida no domínio do tempo? Os espectros dessas séries se assemelham aos de séries equivalentes em outros países? Choques ou inovações que alterem o curso dessas variáveis dentro de um episódio cíclico incorporam-se às tendências modificando permanentemente seus níveis, ou se dissipam depois de algum tempo sem modificá-los? Como se comportam as oscilações nos setores produtores de bens de consumo não-duráveis, de bens de consumo duráveis e de bens de capital durante um ciclo? Os salários reais e a produtividade média da mão-de-obra têm movimentos pró-cíclicos ou contracíclicos?

O objetivo deste trabalho é dar respostas a essas indagações. Na seção 2 o conceito de causalidade de Granger é utilizado para apontar se as flutuações do emprego e das horas trabalhadas respondem às variações das vendas reais e do produto industrial. São estimadas as respostas do emprego e das horas trabalhadas às vendas ou à produção, com o emprego se ajustando lentamente, mas não as horas trabalhadas por empregado, cujo ajustamento é praticamente instantâneo. Na seção 3 são estimados os espectros das séries, as coerências e os deslocamentos de fase, que conduzem a uma definição alternativa de indicador antecedente. São analisados os filtros das funções de transferência, que partindo dos espectros das vendas ou do produto produzem os espectros das horas trabalhadas e do emprego. Na seção 4 analisamos os efeitos da especificação utilizada para a tendência sobre os perfis espectrais e sobre a persistência de choques afetando os níveis de longo prazo das variáveis. Na seção 5 são obtidas as informações sobre os ciclos e as amplitudes das flutuações em subsetores da indústria e avaliados os co-movimentos entre a produção, a produtividade média da mão-de-obra e os salários reais. A última seção é dedicada a um resumo das principais conclusões.

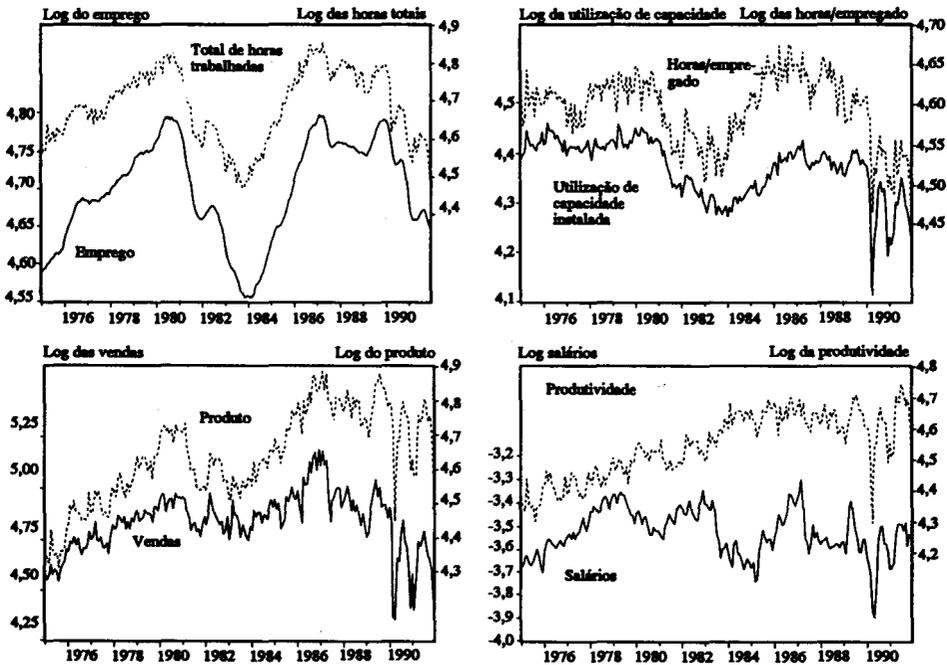
2. Causalidade entre emprego, horas trabalhadas, vendas e produto

Na figura 1 estão os logaritmos dos índices de emprego industrial, $N(t) = \log(N'(t))$, do total de horas trabalhadas $H(t) = \log(H'(t))$, das vendas reais da indústria, $V(t) = \log(V'(t))$ e do produto real da indústria de transformação, $P(t) = \log(P'(t))$. O total de horas trabalhadas pode ser decomposto no produto do emprego pelas horas trabalhadas por empregado, $\bar{H}'(t)$,

gerando-se esse novo índice através da operação $\bar{H}'(t) = (H(t) / N'(t)) \times 100$. Todas as séries foram dessazonalizadas, sendo o respectivo índice sazonal, em cada mês, a média ajustada dos desvios com relação à média móvel centrada de 12 meses (Brockwell & Davis 1987, cap. I). São apresentados os logaritmos do índice de utilização da capacidade da indústria, $K(t) = \log(K'(t))$, dos salários reais, $S(t) = \log(S'(t))$, e da produtividade da mão-de-obra, $\Pi(t) = \log(\Pi'(t))$. Os detalhes sobre os dados e a sazonalidade estão no anexo.

Ao crescimento do período 1975-80 seguiu-se um primeiro ciclo recessivo iniciado em 1980 e terminado em 1983. A recuperação começou em 1983 e estendeu-se até o final de 1986, com o produto industrial ultrapassando o pico prévio em 1985, mas o nível de emprego somente reagiu em 1984. O segundo movimento recessivo iniciou-se com uma queda de menor magnitude em 1987/88, interrompida pelo reaquecimento de 1989 e seguida pela redução mais veloz iniciada em 1990, com o bloqueio dos ativos financeiros. Note-se a queda sem precedentes, em um único mês, do produto, das vendas e das horas trabalhadas, que daí para a frente apresentaram uma volatilidade maior. Em todos esses episódios o nível de emprego não apresentou as flutuações de curto prazo verificadas nos demais índices, mas refletiu as flutuações de períodos mais longos, verificando-se que os pontos de reversão (ao final tanto dos períodos de queda quanto dos de recuperação) das vendas reais e do produto real antecedem os da série do nível de emprego.¹

Figura 1
Indicadores da atividade na indústria



¹ Este trabalho já estava concluído quando os dados para o primeiro trimestre de 1993 mostraram aquilo que poderia ser uma reversão de tendência do nível de emprego. Tanto quanto na recessão anterior, iniciada em 1980, essa reversão estava ocorrendo depois daquela verificada no produto. Em ambas a produtividade da mão-de-obra começou a crescer enquanto o emprego ainda declinava.

Na tabela 1 estão os coeficientes de correlação simples para os níveis (na linha superior) e para as taxas mensais (na linha de baixo, entre parênteses) calculados pela primeira diferença dos logaritmos e indicados por uma variável minúscula, $x(t) = (1 - L) X(t)$, sendo L o operador de defasagens. São apresentados os valores de F para as diferenças de variâncias das taxas de variação e de duas séries representativas dos níveis das variáveis — o emprego, N , e as horas trabalhadas por empregado, \bar{H} .

A correlação entre o produto industrial e as horas trabalhadas por empregado é baixa, e com o nível de emprego é um pouco mais alta, mas tais resultados se invertem quando consideramos as taxas mensais. A correlação entre o nível das vendas reais e do emprego é baixa, e declina entre as taxas. Já a correlação entre vendas e horas trabalhadas é mais elevada, quer nos níveis, quer nas taxas. As variâncias de $h(t) = (1-L) H(t)$, $v(t) = (1-L)V(t)$ e $\rho(t) = (1-L)P(t)$ são significativamente maiores do que as de $n(t) = (1-L)N(t)$, e as variâncias de $v(t)$ e $\rho(t)$ excedem à de $h(t)$ mas não na intensidade da diferença anterior. A variância de $\bar{h}(t)$ é significativamente superior à de n ($F = 13,297$), e a de N é apenas um pouco superior à de \bar{H} ($F = 2,096$).

Tabela 1
Desvios-padrão, coeficientes de correlação e diferenças de variâncias
(jan. 1975 a dez. 1991)

Coeficientes de correlação					
	P/ρ	V/v	H/h	N/n	\bar{H}/\bar{h}
P	1,000	0,672	0,599	0,643	0,326
ρ	(1,000)	(0,704)	(0,834)	(0,260)	(0,840)
V		1,000	0,591	0,446	0,616
v		(1,000)	(0,547)	(0,120)	(0,564)
H			1,000	0,919	0,788
h			(1,000)	(0,447)	(0,972)
N				1,000	0,480
n				(1,000)	(0,223)
Desvios-padrão das taxas de variação					
	σ_p	σ_v	σ_h	σ_n	$\sigma_{\bar{h}}$
	0,048	0,074	0,029	0,007	0,026
Valores de F					
$(\sigma_h^2 / \sigma_n^2) = 17,071$	$(\sigma_v^2 / \sigma_n^2) = 113,926$	$(\sigma_p^2 / \sigma_n^2) = 48,075$			
	$(\sigma_v^2 / \sigma_h^2) = 6,737$	$(\sigma_p^2 / \sigma_h^2) = 2,816$			
	$(\sigma_N^2 / \sigma_{\bar{H}}^2) = 2,096$	$(\sigma_{\bar{h}}^2 / \sigma_n^2) = 13,297$			

Na tabela 2 estão as correlações cruzadas entre as taxas de variação de cada uma das variáveis e das vendas, e as de cada uma delas e do produto. Nas primeiras quatro colunas as variáveis foram filtradas pelo filtro AR(7) que "pré-branqueou" v , e nas quatro seguintes pelo filtro AR(8) que "pré-branqueou" ρ (os coeficientes dos filtros estão na tabela 6, seção 3).² Em ambos os casos o emprego tem uma resposta que é pequena inicialmente, eleva-se nos dois anos seguintes e depois declina. Para h a resposta é grande e ocorrem ajustes adicionais pequenos daí em diante, mas \bar{h} parece oscilar no mesmo instante que ρ . Nos casos do emprego e das horas trabalhadas totais as correlações com as vendas ou com o produto em $t+j$ são baixas. Produto e vendas oscilam contemporaneamente, e com algum efeito de $v(t-1)$ sobre $\rho(t)$.

As correlações contemporâneas entre as taxas de variação de duas variáveis indicam a associação entre suas flutuações de alta frequência, ou de períodos curtos, e entre seus níveis indicam a associação entre seus movimentos de baixa frequência, ou de períodos mais longos.³ Os dados da tabela 2 sugerem que as flutuações de alta frequência do produto não são absorvidas pelo emprego, que somente responde com defasagens distribuídas aos impulsos provenientes de ρ ou de v , mas pela acomodação contemporânea das horas trabalhadas por empregado. O coeficiente de correlação simples entre N e \bar{H} e a comparação entre as suas variâncias, na tabela 1, mostram que ambas apresentam flutuações de baixa frequência semelhantes, com os dados da figura 1 sugerindo que as reversões no curso de \bar{H} antecedem as de N .

Tabela 2
Correlações entre as variáveis filtradas
(coeficientes das funções de resposta ao impulso proveniente de ρ ou de v)

	$n(t)$	$h(t)$	$\bar{h}(t)$	$\rho(t)$		$n(t)$	$h(t)$	$\bar{h}(t)$	$\rho(t)$
	contra $v(t \pm j)$					contra $\rho(t \pm j)$			
$t + 5$	-0,02	0,02	0,04	-0,05	0,10	0,08	0,04	-0,03	
$t + 4$	-0,04	-0,03	-0,01	-0,05	0,09	0,07	0,03	-0,02	
$t + 3$	-0,02	-0,06	-0,06	-0,01	0,10	0,01	-0,04	-0,01	
$t + 2$	0,00	-0,02	-0,03	0,02	0,14	0,05	-0,02	0,05	
$t + 1$	0,04	-0,15	-0,19	-0,18	0,21	0,01	-0,11	0,35	
t	0,17	0,53	0,55	0,69	0,35	0,78	0,80	0,71	
$t - 1$	0,26	0,13	0,04	0,22	0,38	0,12	-0,07	-0,10	
$t - 2$	0,32	0,16	0,06	0,05	0,39	0,23	0,07	-0,04	
$t - 3$	0,27	0,13	0,04	-0,03	0,34	0,19	0,05	0,00	
$t - 4$	0,21	0,08	0,01	0,01	0,28	0,09	-0,05	-0,12	
$t - 5$	0,18	0,12	0,07	0,06	0,23	0,17	0,09	-0,03	

² Admitindo que $x(t)$ e $y(t)$ estejam ligadas pelo modelo de defasagens distribuídas

$$y(t) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} w_j x(t-j) + e(t)$$

se $x(t)$ seguir um processo $\Phi(L)x(t) = \Theta(L)\xi(t)$, onde $\Phi(L)$ e $\Theta(L)$ atendem às condições de estacionariedade e de invertibilidade, ela pode ser "branqueada" pela operação $\Phi(L)\Theta^{-1}(L)x(t) = \xi(t)$. O mesmo filtro pode ser utilizado para gerar $\Phi(L)\Theta^{-1}(L)y(t) = \eta(t)$. Como $E[\xi(t)\xi(t-j)] = 0$ para qualquer $j \neq 0$, as correlações cruzadas $E[\eta(t)\xi(t-j)] = w_j$, para $j = \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots, \infty$, conduzem às estimativas dos coeficientes w_j .

³ Uma medida da frequência de oscilação de um ciclo $\sin(2\pi/p)t$ de p meses é dada por $\lambda = 1/p$. O ciclo verificado nos dados, iniciado em 1980 e terminado em 1985, teve cinco anos, ou 60 meses, tendo uma frequência $\lambda = 0,017$. Um ciclo de dois meses tem $\lambda = 0,5$. A primeira é uma oscilação de baixa frequência, e a segunda de alta.

As oscilações de N , \bar{H} e P são compatíveis com duas margens ao longo das quais uma empresa pode ajustar sua relação trabalho-capital (Lucas, 1970; Sargent, 1987; cap. 18). Uma envolve a substituição trabalho-capital no sentido usual do termo; em um dado momento a produção pode crescer porque um contingente maior de empregados é utilizado na produção, dado o estoque de capital. A outra envolve a maior intensidade na utilização do capital, no sentido de um maior tempo relativo de sua utilização dentro do dia de trabalho, o que pode ser atingido aumentando as horas trabalhadas por empregado.

Se com o estoque de capital constante somente fosse possível ajustar a produção variando a quantidade de mão-de-obra, as flutuações de alta frequência do produto teriam uma forte correlação com as flutuações de alta frequência do nível de emprego. Mas se os custos marginais de ajustar o emprego forem maiores do que os de ajustar as horas trabalhadas por empregado, estas absorverão a maior parte das flutuações de alta frequência do produto.⁴ Os custos de despedir mão-de-obra impostos pela legislação ou derivados da perda dos investimentos no treinamento da mão-de-obra despedida são exemplos que sugerem ser os custos de ajustamento de N elevados.

Duas conseqüências empíricas dessas hipóteses são: a) não somente n deve responder lentamente aos estímulos provenientes de p , como p não deve falhar em causar n , no sentido de Granger (1969), com as inovações em n sendo explicadas pelos valores passados de p ; b) \bar{h} e p devem oscilar contemporaneamente, mas se ocorrer que p não falhe em causar \bar{h} o período requerido para o ajuste deve ser muito curto. Se além das flutuações de alta frequência p e \bar{h} confirmarem uma associação elevada nas frequências mais baixas, a intensidade na utilização da mão-de-obra deve funcionar, também, como um substituto da mão-de-obra mesmo a prazo mais longo.

Exploraremos as evidências empíricas seguindo a abordagem de Geweke (1982) para a causalidade entre duas variáveis. Sejam $y(t)$ e $x(t)$ duas séries estacionárias no sentido amplo, ou com covariâncias estacionárias. Significa que suas médias e suas variâncias são independentes da origem em que se situe o tempo t , e as covariâncias $cov(y_t, y_{t-s})$ e $cov(x_t, x_{t-s})$ dependem de s , mas não de t . As duas séries são não-deterministas: suas covariâncias tendem a zero quando s cresce, e no limite os melhores previsores de $y(t+s)$ e $x(t+s)$ são suas próprias médias. As estimativas das representações auto-regressivas de $y(t)$ e $x(t)$ são dadas por

$$y(t) = \sum_{j=1}^p b_j y(t-j) + u_1(t) \quad (1)$$

⁴ Ver Sargent (1987), cap. 16, p. 490-96. O tamanho do dia de trabalho é igual a 1. A firma pode empregar trabalhadores pelo "tempo normal" igual a $h_1 < 1$ pagando um salário w_n , e nas "horas extras" de duração $h_2 - 1 - h_1$ pagando um salário superior a w_n . A função de produção é dada por $y_t = h_1 f(n_{1t}, k_{1t}) + h_2 f(n_{2t}, k_{2t})$, onde n_1 é o emprego "normal" e n_2 o das "horas extras", e como não existe substituição entre n_1 e n_2 o comportamento ótimo da firma consiste em utilizar um nível único de emprego n_{1t} no "tempo normal", e um único nível de emprego n_{2t} em "horas extras". Admitindo a função de produção quadrática e os custos de ajustamento para (n_1, n_2) dados por $(d/2)(n_{1t} - n_{1,t-1})^2$, e $(e/2)(n_{2t} - n_{2,t-1})^2$, com d significativamente superior a e , as demandas de n_1 e n_2 serão tais que a trajetória de ajustamento de n_1 será significativamente mais lenta que a de n_2 . É possível, nesse modelo, que a produtividade média varie na mesma direção do produto, o que reconcilia o comportamento pró-cíclico da produtividade com a existência de rendimentos decrescentes de escala.

$$x(t) = \sum_{j=1}^n c_j x(t-j) + v_1(t) \quad (2)$$

sendo os coeficientes c_j e b_j estimados por mínimos quadrados; $\hat{\sigma}_1^2$ e $\hat{\tau}_1^2$ são as estimativas das respectivas variâncias.

Granger incluiu em (1) e (2) os valores passados de x e de y , respectivamente,

$$y(t) = \sum_{j=1}^p b_j y(t-j) + \sum_{j=1}^q a_j x(t-j) + u_2(t) \quad (3)$$

$$x(t) = \sum_{j=1}^n c_j x(t-j) + \sum_{j=1}^m d_j y(t-j) + v_2(t) \quad (4)$$

obtendo as duas estimativas das novas variâncias, denominadas respectivamente $\hat{\sigma}_2^2$ e $\hat{\tau}_2^2$. Em (1) a seqüência $u_1(t)$, $\{t = 1, 2, \dots, T\}$ representa as inovações em $y(t)$ — as variações de $y(t)$ não explicadas por seus próprios valores passados —, e em (2) a seqüência $v_1(t)$, $\{t = 1, 2, \dots, T\}$ representa as inovações em $x(t)$.⁵ Se a inclusão dos valores passados de x em (3) reduzir a variância, produzindo $\hat{\sigma}_2^2 < \hat{\sigma}_1^2$, as inovações em y serão explicadas pelos valores passados de x , e então x não falha em causar y no sentido de Granger. Quando $\hat{\tau}_2^2 < \hat{\tau}_1^2$, y não terá falhado em causar x .

Geweke incluiu em (3) e (4) os valores contemporâneos de $x(t)$ e $y(t)$ para considerar a dependência linear instantânea entre as variáveis,

$$y(t) = \sum_{j=1}^p b_j y(t-j) + \sum_{j=0}^q a_j x(t-j) + u_3(t) \quad (5)$$

$$x(t) = \sum_{j=1}^n c_j x(t-j) + \sum_{j=0}^m d_j y(t-j) + v_3(t) \quad (6)$$

sendo as estimativas dos novos resíduos $\hat{\sigma}_3^2$ e $\hat{\tau}_3^2$ e, finalmente, generalizando a sugestão de Sims (1972), ampliou (5) e (6) incluindo também os valores futuros de x e y ,

⁵ Esta é uma exposição não rigorosa da análise de Geweke, pois $u_1(t)$ e $v_1(t)$ serão inovações em $y(t)$ somente quando p tender ao infinito. Formalmente, podemos construir a seqüência das projeções lineares por mínimos quadrados de $x(t)$ sobre n de seus valores passados,

$$\hat{x}^n(t) = \sum_{j=1}^n a_j^n x(t-j) = P[x(t) / x(t-1), x(t-2), \dots, x(t-n)]$$

e quando n tender ao infinito a seqüência de projeções $\{\hat{x}^n(t)\}$ converge para a variável aleatória $\hat{x}(t)$ no sentido do quadrado médio, ou seja,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[\hat{x}(t) - \hat{x}^n(t)]^2 = 0$$

Ver a esse respeito Sargent (1987), caps. 10 e 11.

$$y(t) = \sum_{j=1}^p b_j y(t-j) + \sum_{j=-s}^q a_j x(t-j) + u_4(t) \quad (7)$$

$$x(t) = \sum_{j=1}^m c_j x(t-j) + \sum_{j=-h}^n d_j y(t-j) + v_4(t) \quad (8)$$

É claro que $\hat{\sigma}_1^2 \geq \hat{\sigma}_2^2 \geq \hat{\sigma}_3^2 \geq \hat{\sigma}_4^2$ e que $\hat{\tau}_1^2 \geq \hat{\tau}_2^2 \geq \hat{\tau}_3^2 \geq \hat{\tau}_4^2$. Com base nas equações (1), (3), (5) e (7), definem-se critérios para medir a dependência linear entre as variáveis:

$F_{X \Rightarrow Y} = \ln(\hat{\sigma}_1^2 / \hat{\sigma}_2^2)$ indicando a causalidade linear de x para y ;

$F_{X \Leftrightarrow Y} = \ln(\hat{\sigma}_2^2 / \hat{\sigma}_3^2)$ indicando a dependência linear instantânea entre y e x ;

$F_{X \Leftarrow Y} = \ln(\hat{\sigma}_3^2 / \hat{\sigma}_4^2)$ indicando a causalidade linear de y para x ,

e a estas adiciona-se a definição de dependência linear total, dada por

$$F_{X,Y} = \ln(\hat{\sigma}_1^2 / \hat{\sigma}_4^2)$$

Com base nas equações (2), (4), (6) e (8), definem-se:

$F_{Y \Rightarrow X} = \ln(\hat{\tau}_1^2 / \hat{\tau}_2^2)$ indicando a causalidade linear de y para x ;

$F_{Y \Leftrightarrow X} = \ln(\hat{\tau}_2^2 / \hat{\tau}_3^2)$ indicando a dependência linear instantânea entre y e x ;

$F_{Y \Leftarrow X} = \ln(\hat{\tau}_3^2 / \hat{\tau}_4^2)$ indicando a causalidade linear de x para y e, finalmente,

$F_{Y,X} = \ln(\hat{\tau}_1^2 / \hat{\tau}_4^2)$ indicando a dependência linear total entre y e x .

Como existem duas formas para medir a causalidade linear numa direção, essas medidas parecem ambíguas. Se $y(t)$ e $x(t)$ forem um processo estocástico bivariado, essa aparente ambigüidade desaparece, provando-se que $\ln(\hat{\tau}_1^2 / \hat{\tau}_3^2) = \ln(\hat{\sigma}_3^2 / \hat{\sigma}_4^2)$ e que a dependência linear instantânea entre as duas variáveis pode ser estimada em qualquer das duas alternativas, pois $\ln(\hat{\tau}_2^2 / \hat{\tau}_3^2) = \ln(\hat{\sigma}_2^2 / \hat{\sigma}_3^2)$.⁶

É claro que

$$F_{X,Y} = F_{X \Rightarrow Y} + F_{X \Leftarrow Y} + F_{X \Leftrightarrow Y}$$

e que a dependência linear global entre x e y pode ser decomposta na soma da causalidade linear (no sentido de Granger) de x para y ; na causalidade linear (no sentido de Granger) de y para x , e da dependência linear instantânea entre y e x . A dependência linear total será nula ($F_{X,Y} = 0$) quando e somente quando y e x tiverem correlações nulas em todos os avanços e

⁶ A prova está no teorema I de Geweke (1982).

retardos. Quando $F_{X \Rightarrow Y} \neq 0$, x não falha em causar y e quando $F_{X \Leftarrow Y} \neq 0$, y não falha em causar x , mas ainda que uma dessas alternativas ocorra, sua importância na dependência linear total pode ser pequena, se esta for dominada pela dependência linear instantânea $F_{Y \leftrightarrow X} \neq 0$.

Nas tabelas 3A e 3B estão os resultados. Como o conceito de causalidade no sentido de Granger somente se aplica a processos estacionários não-deterministas, os resultados dependem da correta especificação e da remoção das tendências. Os testes de raízes unitárias apresentados na seção 4 mostram que não podemos rejeitar a presença de uma raiz unitária nos níveis das variáveis, mas que não existem evidências de raízes unitárias nas primeiras diferenças. Essas são indicações de que os processos são "diferença estacionários" (Nelson & Plosser, 1982), cuja tendência se remove pelo cálculo da primeira diferença.

Cada coeficiente F_{YX} foi estimado a partir das somas de quadrados residuais de duas regressões correspondentes ajustadas por mínimos quadrados às séries das primeiras diferenças dos logaritmos. São indicados o número de defasagens (p) da variável dependente y , dos avanços (s) e dos retardos (q) de x em cada regressão. A magnitude de p foi escolhida para tornar os resíduos de cada regressão próximos de um ruído branco observando-se a estatística Q de Ljung-Box, o que foi obtido nas estimativas apresentadas na tabela 6, seção 3. Abaixo de cada medida de dependência linear estão os valores do quociente de verossimilhanças e da estatística F , indicando-se o grau de significância de cada uma das medidas de dependência linear.

Nas duas primeiras colunas da tabela 3A exploramos a dependência linear entre vendas e produto. Os resultados são muito semelhantes em qualquer das duas direções, mostrando: a) que existe uma forte dependência linear total, dominada pela dependência linear instantânea entre ρ e v ; b) que v não falha em causar ρ , e que são fracas as indicações de que ρ não falha em causar v . Apesar de a maior proporção das oscilações das duas variáveis ser contemporânea, v contém informações sobre ρ em momentos subsequentes do tempo, mas as indicações sobre o inverso são mais fracas, não sendo possível rejeitar a hipótese de que v é um indicador antecedente de ρ . Embora o maior interesse esteja na causalidade entre n , \bar{h} e h , de um lado, e ρ , do outro, vamos explorar também a causalidade entre aquelas três variáveis e v .

A dependência linear instantânea entre as vendas (ou o produto) e o emprego é alta, e embora os dados indiquem uma forte causalidade das vendas para o emprego, o mesmo não pode ser dito com relação ao produto, um ponto ao qual retornaremos em seguida. A dependência linear instantânea entre \bar{h} e ρ é muito dominante, praticamente inexistindo evidências de causalidade em qualquer das duas direções, o que estabelece que produto e horas trabalhadas por empregado oscilam contemporaneamente. Como as vendas são um indicador antecedente de ρ , quando no lugar de ρ introduzimos v a correlação contemporânea com \bar{h} declina, crescendo as evidências de causalidade de v para \bar{h} . Finalmente, como h é a superposição de \bar{h} e n , seus resultados devem combinar os dos dois casos anteriores: quando v é tomada como variável explicativa reforçam-se as evidências de causalidade de v para h , amainando-se as de dependência linear contemporânea, e quando v é retirada do modelo, incluindo ρ , crescem as evidências de dependência linear instantânea.

Retornemos ao emprego considerando a estimativa para a equação (5),⁷

⁷ Os números entre parênteses desta ou de qualquer outra equação apresentada no corpo do texto são os valores de t de Student.

$$n(t) = -0,00001 + 0,543 n(t-1) + 0,180 n(t-2) + 0,006 n(t-3) + 0,043 \rho(t) +$$

$$(0,572) \quad (7,044) \quad (2,182) \quad (0,089) \quad (7,421)$$

$$+ 0,034 \rho(t-1) + 0,027 \rho(t-2) + 0,001 \rho(t-3)$$

$$(4,771) \quad (3,775) \quad (0,204)$$

$R^2 = 0,757$; $DW = 1,970$; $F = 85,217$; $\sigma = 0,0035$; $Q(20) = 11,84$

Tabela 3A
Dependência linear e causalidade entre produto, vendas e emprego

Y	-	Vendas e	Produto e	Emprego e	Emprego e
X	-	Produto	Vendas	Vendas	Produto
$F_{X,Y}$	-	1,00900 (203,360)*** [36,633]***	1,02994 (206,008)*** [11,969]***	0,37347 (82,065)*** [11,969]***	0,37958 (81,741)*** [11,912]***
$F_{X \rightarrow Y}$	-	0,05544 (14,867)* [3,623]	0,27585 (56,633)*** [20,594]***	0,17223 (35,307)*** [12,439]***	0,01320 (6,475) [2,916]
$F_{X \leftarrow Y}$	-	0,24935 (52,219)*** [13,674]***	0,06461 (17,072)* [4,067]*	0,00385 (4,681) [1,111]	0,09735 (21,996)*** [5,463]***
$F_{X \leftrightarrow Y}$	-	0,70421 (136,234)*** [184,977]***	0,68948 (132,303)*** [177,835]***	0,19819 (42,077)*** [45,035]***	0,26903 (53,270)*** [58,744]***
p		7	8	3	3
s		4	4	3	3
q		4	3	4	4
$Q(20)$ eq. (1)		9,04 (0,985)	9,37 (0,978)	11,30 (0,938)	11,30 (0,938)
$Q(20)$ eq. (2)		15,20 (0,721)	14,34 (0,804)	12,83 (0,885)	11,47 (0,822)
T		195	191	195	195

Notas: Os níveis de significância são indicados por: * - 0,05; ** - 0,01; *** - 0,001. Os números entre parênteses, logo abaixo de cada coeficiente, indicam o quociente de verossimilhanças, e os números entre colchetes indicam a estatística F .

Tabela 3B
Dependência linear e causalidade entre horas trabalhadas, produto e vendas

X	=	\bar{h} e	\bar{h} e	h e	h e
Y	-	Vendas	Produto	Vendas	Produto
$F_{X,Y}$	-	0,49041 (102,934)*** [13,662]***	1,06342 (211,795)*** [38,925]***	0,56883 (117,810)*** [16,322]***	1,14751 (227,769)*** [44,006]***
$F_{X \Rightarrow Y}$	-	0,14517 (31,856)*** [8,032]***	0,02214 (8,469) [2,005]	0,16678 (35,965)*** [9,167]***	0,02163 (8,374) [1,983]
$F_{X \Leftarrow Y}$	-	0,06562 (16,877)** [3,971]**	0,07352 (18,366)** [4,399]**	0,02430 (8,999) [2,073]	0,00470 (5,294) [1,208]
$F_{X \Leftrightarrow Y}$	-	0,27962 (54,201)*** [57,771]***	0,96777 (184,861)*** [288,249]***	0,37775 (72,856)*** [81,784]***	1,12118 (214,100)*** [365,033]***
p		9	9	9	9
s		4	4	4	4
q		4	4	4	4
$Q(20)$ eq. (1)		9,62 (0,975)	9,62 (0,975)	12,62 (0,893)	12,62 (0,893)
$Q(20)$ eq. (7)		8,89 (0,984)	14,55 (0,802)	11,33 (0,937)	16,20 (0,704)
T		190	190	190	190

Notas: Os níveis de significância são indicados por: * - 0,05; ** - 0,01; *** - 0,001. Os números entre parênteses, logo abaixo de cada coeficiente, indicam o quociente de verossimilhanças, e os números entre colchetes indicam a estatística F .

A exclusão de ρ em $(t-1)$, $(t-2)$ e $(t-3)$ conduz a $F = 9,342$, com uma probabilidade praticamente nula de ter sido obtido ao acaso. Quando $\rho(t)$ já estava incluído na equação, os valores passados de ρ explicam as inovações em n , e nesse sentido não podemos rejeitar a hipótese de que o produto não falha em causar n .⁸ A contradição entre esse resultado e o anterior está em que o procedimento de Geweke impõe uma ordem para a inclusão das variáveis, admitindo que primeiro se incluam os valores passados de ρ , e depois o seu valor contemporâneo. No teste aqui visto incluímos primeiro o valor contemporâneo de ρ , e em seguida os seus valores passados.

Aplicando a metodologia sugerida por Sims, a partir da regressão linear de y sobre os valores futuros, presente e passados de x , são obtidos resultados semelhantes. Na equação (11), $\rho(t)$ e $n(t)$ foram filtradas pelo filtro linear $(1 - 0,540L - 0,278L^2)$, que transforma os seus resíduos em um ruído branco, obtendo-se⁹

$$n'(t) = -4,9 \text{ E-}05 - 0,006 \rho'(t+4) - 0,011 \rho'(t+3) - 0,008 \rho'(t+2) + 0,009 \rho'(t+1) + \\ (0,201) \quad (1,157) \quad (1,655) \quad (1,105) \quad (1,233) \\ + 0,046 \rho'(t) + 0,052 \rho'(t-1) + 0,053 \rho'(t-2) + 0,033 \rho'(t-3) + 0,021 \rho'(t-4) \\ (5,918) \quad (6,817) \quad (7,090) \quad (4,802) \quad (3,671)$$

$$R^2 = 0,361; DW = 2,012; F = 11,505; \sigma = 0,0034; Q(20) = 10,97$$

onde n' e ρ' indicam os valores filtrados de n e ρ . A mesma regressão estimada com valores de ρ e n havia conduzido a $Q(20) = 240,84$, atestando que a filtragem contribuiu para aproximar os resíduos de um ruído branco e dar sentido correto aos testes sobre a inclusão e a exclusão de variáveis.

Excluindo $\rho'(t-1)$, $\rho'(t-2)$, $\rho'(t-3)$ e $\rho'(t-4)$ obtemos $F = 14,164$, com uma probabilidade praticamente nula de ter sido obtido ao acaso, e, portanto, não se pode rejeitar a hipótese de que ρ causa n no sentido de Granger. A exclusão de $\rho'(t+4)$, $\rho'(t+3)$, $\rho'(t+2)$ e $\rho'(t+1)$ conduziu a $F = 2,872$, que é um valor menor que o anterior, mas ainda assim tem uma probabilidade pequena, da ordem de 0,025, de ter sido obtido ao acaso e, portanto, não podemos rejeitar a hipótese de que o produto também é causado pelo emprego.

⁸ Adicionando à equação anterior $v(t)$, $v(t-1)$, $v(t-2)$ e $v(t-3)$ obtemos $F = 6,809$, com uma probabilidade praticamente nula de ter sido obtido ao acaso. Se dessa nova especificação retirarmos $\rho(t-1)$, $\rho(t-2)$ e $\rho(t-3)$, chegamos a $F=0,135$, com uma probabilidade de ter sido obtido ao acaso superior a 0,93, chegando a

$$n(t) = -2,37\text{E-}05 + 0,500 n(t-1) + 0,240 n(t-2) + 0,028 n(t-3) + 0,180 \rho(t) + \\ (0,102) \quad (6,951) \quad (3,164) \quad (0,423) \quad (2,446) \\ + 0,133 v(t) + 0,022 v(t-1) + 0,025 v(t-2) + 0,006 v(t-3) \\ (2,789) \quad (5,754) \quad (6,488) \quad (1,465)$$

$$R^2 = 0,787; DW = 1,967; F = 88,140; \sigma = 0,0033; Q(20) = 9,60$$

Esses resultados reforçam as evidências de que v é um indicador antecedente de ρ .

⁹ Há dois caminhos para determinar os coeficientes desse filtro. Partindo de

$$B(L)y(t) - A(L)x(t) + u(t)$$

onde $u(t)$ é um ruído branco, obtemos

$$y(t) - B^{-1}(L)A(L)x(t) + v(t)$$

onde $B(L)v(t) = u(t)$, o que sugere que o filtro seja $B(L)$. O segundo é estimando conjuntamente, por mínimos quadrados iterativos, os coeficientes dos valores passados de x e da estrutura auto-regressiva dos resíduos. O segundo foi o procedimento utilizado, embora ambos gerem resultados próximos.

Repetindo esse exercício com as horas trabalhadas por empregado, o filtro linear que aproxima os resíduos de um ruído branco é outro, dado por $(1 + 0,204L + 0,248L^2)$.¹⁰ A mesma especificação anterior conduziu a

$$\begin{aligned} \bar{h}(t) = & -0,001 + 0,013 \rho'(t+4) - 0,017 \rho'(t+3) - 0,038 \rho'(t+2) - 0,084 \rho'(t+1) + \\ & (1,370) \quad (0,605) \quad (0,805) \quad (1,796) \quad (3,975) \\ & + 0,409 \rho'(t) - 0,074 \rho'(t-1) + 0,012 \rho'(t-2) + 0,038 \rho'(t-3) - 0,034 \rho'(t-4) \\ & (18,848) \quad (3,510) \quad (0,542) \quad (1,756) \quad (1,623) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,733; DW = 2,010; F = 55,919; \sigma = 0,0126; Q(20) = 12,70$$

e novamente a estatística Q declina de $Q(20) = 29,54$, sem a filtragem, para $Q(20) = 13,09$ com a filtragem.

A exclusão de ρ' de $(t-1)$ até $(t-4)$ conduz a $F = 4,297$, e a exclusão de ρ' de $(t+1)$ até $(t+4)$ conduz a $F = 5,025$, o primeiro com uma probabilidade de ser obtido ao acaso de 0,0024, e o segundo de 0,0007. Os resultados mostram evidências de que ρ não falha em causar \bar{h} , nem \bar{h} falha em causar ρ , e que nesse caso existe uma causalidade bilateral entre ρ e \bar{h} . Apesar disso persiste a evidência de que a dependência linear instantânea é a dominante. Essa proposição pode ser ilustrada por outro ângulo. A regressão linear simples entre $\bar{h}(t)$ e $\rho(t)$ conduz a um coeficiente de determinação $R^2 = 0,702$, e a inclusão de mais 23 variáveis explicativas, respectivamente os valores de ρ de $(t+4)$ até $(t-4)$, os de \bar{h} de t até $(t-9)$ e os de v de t até $(t-4)$ elevam aquele coeficiente de determinação apenas para $R^2 = 0,783$, sem que $\rho(t)$ deixe de ser altamente significativo.

Existem evidências mais fortes do produto causando n e \bar{h} do que destes causando o produto, embora não se possa rejeitar a causalidade na direção contrária. Ainda que o teste F rejeite a hipótese de que x (ou y) falhe em causar y (ou x), é possível que o efeito de uma alteração única e para sempre de x (ou de y) seja quantitativamente desprezível sobre y (ou sobre x). Quando seguimos a metodologia proposta por Sims, os coeficientes dos avanços de ρ são significativamente menores que os dos retardos de ρ , mostrando que um choque em ρ tem um efeito quantitativamente importante sobre n , mas um choque em n tem um efeito muito pequeno sobre ρ . Por outro lado, embora não se rejeite a hipótese de uma causalidade bilateral, o efeito dominante de um choque em ρ no tempo t concentra-se em \bar{h} também no tempo t , confirmando o resultado obtido seguindo o caminho proposto por Geweke.

A junção dos resultados mostrando uma causalidade de ρ para n , h e \bar{h} , ou uma dependência linear instantânea, com as evidências de que as vendas são um indicador antecedente de ρ , aponta que existem modelos de defasagens distribuídas com apenas uma cauda, ligando os valores de n , h e \bar{h} no momento presente aos valores presente e passados de v . Eles conduzem às funções de resposta a um impulso proveniente das vendas, que mostrarão ajustes velozes e muito semelhantes para ρ e \bar{h} , e sensivelmente mais lento para n . Os resultados para os modelos estimados estão na tabela 4.

Tomando y para representar n , h , \bar{h} e ρ , e x para representar as vendas, a equação (5) pode ser colocada na forma

$$B(L)y(t) = A(L)x(t) + u(t), \text{ ou} \quad (5')$$

¹⁰ O processo estocástico dos resíduos é outro, o que altera o filtro. Esse exemplo ilustra o erro de se utilizar um filtro arbitrário como o que "achata as densidades espectrais de várias séries trimestrais nos EUA", utilizado com grande frequência no Brasil.

$$y(t) = \bar{w} \sum_{j=0}^m w_j x(t-j) + B^{-1}(L)u(t) = \bar{w} W(L)x(t) + B^{-1}(L)u(t) \quad (5'')$$

Tabela 4
Modelos de defasagens distribuídas ligando n , h , \bar{h} e ρ a v

	$n(t)$	$h(t)$	$\bar{h}(t)$	$\rho(t)$
Constante	- 3,252-E06 (0,014)	- 0,0006 (0,373)	- 0,001 (0,866)	0,003 (1,303)
Endógenas defasadas				
$t - 1$	0,508 (7,278)	- 0,373 (5,099)	- 0,610 (8,541)	- 0,576 (7,826)
$t - 2$	0,263 (4,067)	- 0,065 (0,920)	- 0,306 (4,348)	- 0,228 (3,112)
$v(t)$	0,022 (6,631)	0,193 (8,768)	0,155 (8,024)	0,417 (14,316)
$v(t - 1)$	0,025 (6,848)	0,124 (4,909)	0,113 (5,259)	0,392 (9,617)
$v(t - 2)$	0,025 (0,716)	0,102 (3,829)	0,089 (3,935)	0,220 (4,547)
$v(t - 3)$	0,006 (1,554)	0,107 (4,823)	0,063 (3,445)	0,097 (3,229)
$v(t - 4)$	-	0,057 (2,486)	0,029 (1,536)	0,041 (1,415)
R^2	0,780	0,447	0,520	0,669
DW	1,976	2,034	2,028	2,022
$Q(20)$	9,46	29,01	27,56	16,56
F	113,919	20,095	29,585	55,231
s	0,0033	0,0211	0,0180	0,0276

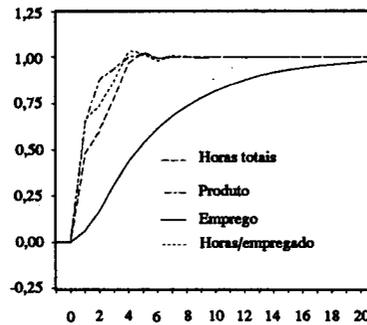
Nota: Os números entre parênteses, logo abaixo dos coeficientes, representam as estatísticas T .

onde $B(L) = (1 - \sum b_j L^j)$ e $A(L) = \sum a_j L^j$, \bar{w} é a elasticidade de y com relação a x , em estado estacionário e os $w_j (j = 0, 1, 2, \dots, n, \sum w_j = 1)$ são obtidos a partir da convolução $\bar{w} W(L) = B^{-1}(L) A(L)$.¹¹

A especificação nas estimativas das tabelas 3A e 3B indica que deveríamos utilizar polinômios em L de ordens elevadas (terceira para o emprego, nona para h e \bar{h} e oitava para o produto). A comparação entre aquela especificação e outra mais parcimoniosa, utilizando um polinômio $B(L)$ do segundo grau, mostrou que embora nesse caso alguns resíduos apresentem evidências de que não são serialmente independentes, as trajetórias das funções de resposta a um impulso praticamente não se alteram. Como nosso interesse está nas trajetórias de resposta, e não em testes de exclusão de variáveis, a vantagem da simplicidade conduziu à opção da tabela 4.

Os coeficientes estimados foram substituídos em (5''), conduzindo aos pesos $W(L)$ e às trajetórias da resposta a uma mudança única e para sempre nas vendas, que estão na figura 2, depois de normalizadas para que todas saíssem de um mesmo equilíbrio, igual a 0, e chegassem a um novo equilíbrio, igual a 1.

Figura 2
Resposta a um impulso proveniente das vendas



Os ajustes das horas trabalhadas e os do produto são muito semelhantes. A metade do ajuste nas horas trabalhadas por empregado ocorre no mês em que as vendas se alteram e quase se completa em torno de quatro meses, o mesmo ocorrendo com ρ . O emprego toma um período muito mais longo: a metade do ajuste somente se completa entre os meses $t + 7$ e $t + 8$, e depois de um ano ele terá ocorrido em torno de $2/3$ do total.

Os resultados não permitem rejeitar que as vendas causam o produto e que o produto causa o emprego, e, embora o produto se ajuste com grande rapidez a um impulso proveniente das vendas, o mesmo não ocorre com o emprego. Como o produto se altera muito pouco, a curto prazo, através de variações do emprego, terá que fazê-lo através de variações das horas trabalhadas por empregado e, portanto, o produto e as horas trabalhadas por empregado terão que oscilar simultaneamente. Nesse caso, não se pode falar em direção de

¹¹ Fazendo $L = 1$, vem $W(1) = \sum_{j=0}^{\infty} w_j = 1$, e, portanto, a elasticidade de longo prazo de y com relação a x será $\bar{w} = A(1) / B(1)$.

causalidade no sentido de Granger entre as variáveis p e \bar{h} , mas apenas em dependência linear instantânea entre elas.

Embora o produto se ajuste rapidamente às variações das vendas, o ajuste não é perfeito a cada instante, e as diferenças nos seus cursos produzem a acumulação ou a redução temporária dos estoques. As variações dos estoques definem-se pela diferença entre os níveis das vendas e da produção, mas estamos trabalhando com taxas de variação, e não com os níveis das variáveis, o que produz a perda daquela informação. Se a variação dos estoques for um processo estacionário com média nula (se os níveis dos estoques forem constantes a longo prazo), os níveis das vendas reais e do produto real da indústria devem co-integrar. Dada a direção de causalidade previamente estabelecida, a reação das taxas de variação do produto às mudanças nas taxas de variação das vendas poderá ser especificada através de um modelo de correção de erros. As variações dos estoques poderão seguir o curso de uma variável aleatória do tipo ruído branco, ainda que decorram de uma resposta às vendas esperadas, diferentes das vendas atuais, desde que os erros de previsão não sejam sistemáticos. Se eles forem sistemáticos,¹² ou se a acumulação ou a redução dos estoques ocorrer em resposta a estímulos sistemáticos, os resíduos do modelo ligando os níveis de produção aos níveis das vendas devem seguir processos estocásticos mais complexos. Nenhuma dessas linhas de análise foi seguida neste trabalho.

3. A análise no domínio da frequência

No modelo de defasagens distribuídas

$$y(t) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} w_j x(t-j) + \varepsilon(t) \quad (9)$$

a função de transferência $W(L) = \sum w_j L^j$ especifica um filtro linear invariante no tempo, que reproduz em y apenas alguns dos movimentos de x . Os efeitos dessa filtragem são mais bem entendidos no domínio da frequência.¹³ Além das funções de transferência estimadas anteriormente, é importante analisar os espectros das séries, e as coerências e as fases contidas nos espectros cruzados de pares de variáveis.

Uma série estacionária no sentido amplo pode ser caracterizada por sua função de autocovariâncias ou pelo seu espectro. O segundo é a transformada de Fourier da primeira, e uma de suas expressões é

¹² Embora as correlações entre v e p sejam elevadas e estáveis, a relação funcional entre os níveis dessas variáveis é instável. Uma regressão linear de $Q(t) - \log\{V(t)/P(t)\}$ contra o tempo mostra um coeficiente de regressão que não difere significativamente de zero, no período entre o final de 1975 e o final de 1984, e um coeficiente de regressão de $-0,0045$, com um t de Student de $3,312$, no período de 1984 em diante.

¹³ Um excelente texto introdutório é o de Gottman (1982). O capítulo 11 de Sargent (1987) é uma leitura indispensável, e sua compreensão será facilitada se for precedida do estudo de Fishman (1969). O texto de Jenkins & Watts (1969) é extenso e ajuda em muitos pontos, e o texto mais rigoroso, mas também o mais difícil, é o de Brockwell & Davis (1987).

$$G(\omega) = (1/2\pi)[y_0 + 2 \sum_{k=1}^{\infty} \cos y_k(\omega)] \quad (10)$$

mostrando o valor do espectro em cada frequência angular, ω , em função das autocovariâncias γ_k , ($k = 1, 2, \dots$). Essa expressão é útil para o cálculo do espectro, mas não para entender as informações que ele contém.

Ele pode ser interpretado de forma idêntica à do periodograma, que decompõe a variância total da série em parcelas independentes atribuídas a cada frequência angular. Uma série temporal, $y(t)$ pode ser aproximada por uma série de Fourier, $y(t) = \sum_{j=1}^{T/2} A_j \sin(\omega_j t + \psi_j)$ onde A_j é a amplitude, ω_j é a frequência angular e ψ_j é a fase.

As frequências angulares, $\omega_j = (2\pi j) / T$, para $j = 1, 2, \dots, T/2$ são expressas como múltiplos de uma frequência fundamental, $\omega_1 = (2\pi) / T$, e cada harmônico é ortogonal a todos os demais. O periodograma é o gráfico que tem no eixo horizontal as frequências angulares e, no eixo vertical, a variância atribuída àquela frequência angular, que é independente das demais pela propriedade de ortogonalidade dos harmônicos. A aproximação contínua do periodograma é o espectro da série, que liga uma distribuição de valores do espectro, no eixo vertical, a uma faixa de frequências no eixo horizontal.

Dando à expressão trigonométrica sua representação no campo dos números complexos, o espectro pode ser expresso como

$$G(\omega) = (2/T) \left| \sum_{t=1}^T y(t) e^{j\omega t} \right|^2 \quad (11)$$

e como em séries econômicas os ciclos não têm amplitudes nem períodos rígidos, ele não se concentra em um único ponto definido sobre a frequência do ciclo presente em uma série determinista, com periodicidade rígida, mas distribuído naquelas faixas de frequência nas quais se misturam períodos que variam estocasticamente. Na seção 5 desenvolvemos em maior detalhe a interpretação física do espectro.

As frequências angulares vistas definem-se no intervalo $0 < \omega \leq \pi$, mas fazendo $\omega_j = (2\pi)\lambda_j$, podemos exprimi-la como o inverso do período, $\lambda_j = j / T = 1/(T/j)$, onde cada T/j , para $j = 1, 2, \dots, T/2$ representa um período que, nesse caso, está medido em meses. Em uma série mensal de T observações o maior período observável é o de T meses (mas podem existir períodos maiores que a série), e o menor é o de dois meses (o pico, seguido de um vale e novamente de um pico). O intervalo de variação de λ é $0 < \lambda \leq 0,5$, definindo períodos que vão de dois meses até o infinito, e nesse caso-limite não estamos mais diante de um ciclo. Para facilitar a interpretação dos gráficos a seguir, a frequência angular será indicada preferencialmente por λ .

Nas figuras 3A a 3E as linhas cheias representam os logaritmos dos espectros não-paramétricos das séries, calculados a partir de (14) (ignoremos, por enquanto, as linhas pon-

¹⁴ Estamos supondo que T é par. Se for ímpar, teremos $j = 1, 2, 3, \dots, (T-1)/2$.

tilhadas). As melhores resoluções ocorreram quando tomamos uma janela de Parzen¹⁵ com $(2m + 1)$ observações contíguas, fazendo $m = 20$ para n , ρ e v , e $m = 10$ para h e \bar{h} . Para que se tenha uma idéia da resolução obtida, na figura 4 são apresentadas algumas resoluções alternativas para o espectro do produto, com duas janelas de Parzen, com $m = 10$ e $m = 20$, uma janela de Bartlett, com $m = 10$, e uma de pesos uniformes, com $m = 5$. Na tabela 5 estão os testes de Fisher, comparando a variância atribuída ao pico espectral com a média do espectro. Em todos os casos essa diferença foi significativa, rejeitando-se a hipótese de que estamos diante de séries do tipo ruído branco.

Tabela 5
Testes de Fisher para o periodograma

Variáveis	Quociente entre o periodograma máximo e o médio	Probabilidade na hipótese nula de um quociente maior do que o observado
Emprego	25,894	0
Vendas reais	7,887	0,0292
Horas totais	13,800	0,00004
Horas médias	15,915	0,0000035
Produto	12,952	0,00011

Os espectros de v e ρ são muito semelhantes, e seus perfis lembram os de h e \bar{h} . É importante ressaltar que isso ocorre em séries geradas independentemente por duas instituições diferentes,¹⁶ o que atesta que ambas revelam informações semelhantes. Apenas o emprego apresenta um espectro diverso, concentrado nas frequências mais baixas.

Vendas, horas trabalhadas e produto têm forte concentração espectral na frequência $\lambda = 0,35$, indicando oscilações de $1/0,35 = 2,86$ meses. Este é um período muito curto, sem relação com qualquer conceito de ciclo econômico. Se os ciclos podem ser descritos por equações a diferenças estocásticas de ordens baixas (Lucas, 1977; Sargent, 1987, cap.11), com coeficientes auto-regressivos de ordem baixa positivos, os espectros das séries econômicas deveriam concentrar-se nas frequências baixas, apresentando o “perfil espectral típico” apontado por Granger (1966). À primeira vista, portanto, nossos resultados causam alguma surpresa.

Essas oscilações de alta frequência ocorrem porque trabalhamos com taxas mensais de variação. Aquela caracterização de Granger refere-se a séries trimestrais ou anuais dos níveis das variáveis brutas, ou das quais foi extraída uma tendência linear ou exponencial,

¹⁵ O polimento (*smoothing*) do periodograma é necessário porque suas ordenadas são estimativas inconsistentes. A janela de Parzen aplicada aos valores do periodograma é calculada através de

$$\begin{aligned}
 & 1 - 6|\tau/m|^2 + 6|\tau/m|^3 \quad \text{se } \tau \leq m/2 \\
 & 2(1 - |\tau/m|^3) \quad \text{para } m/2 \leq \tau < m \\
 & 0 \quad \text{para } \tau \geq m
 \end{aligned}$$

A janela de Bartlett declina linearmente nos avanços e nos retardos, e apresenta um perfil triangular. Ver Jenkins & Watts (1969).

¹⁶ Vendas reais, horas trabalhadas, emprego e utilização da capacidade instalada são estimados pela Fiesp. O produto industrial é estimado pelo IBGE.

em geral. É perfeitamente possível que séries brutas das quais foi removida uma tendência determinista, como uma reta, tenham concentração espectral nas frequências baixas, enquanto o cálculo das taxas mensais (a primeira diferença dos logaritmos) as concentre nas frequências altas. Na seção 4 analisaremos os diferentes efeitos, sobre o espectro, do cálculo das taxas mensais de variação e da remoção de uma tendência determinista. Se estivermos interessados em indicadores de curto prazo, contudo, é conveniente trabalhar com as taxas mensais de variação.

Figuras 3
Espectros das séries das taxas de variação

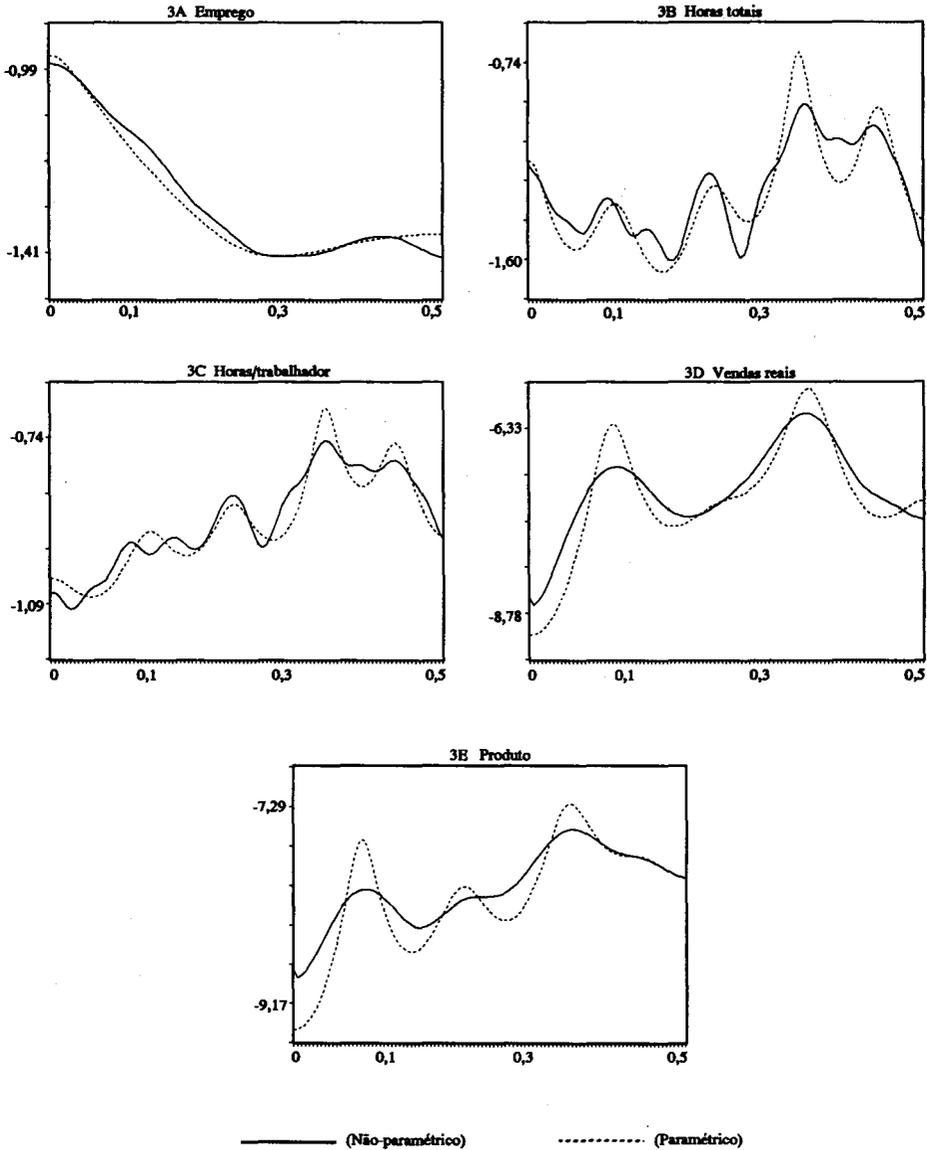
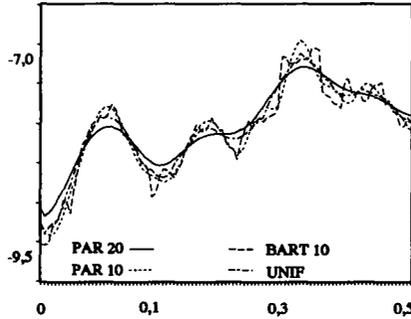


Figura 4
Espectro não-paramétrico do produto com várias janelas



Os espectros podem também ser estimados parametricamente. Supondo que os T valores de $y(t)$ sejam a realização de um processo ARMA (p, q)

$$\Phi(L) y(t) = \Theta(L) \varepsilon(t) \quad (12)$$

onde $\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$, e $\Theta(L) = \theta_0 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q$ são polinômios em L com raízes fora do círculo unitário, substituindo L pela variável z a função geratriz de autocovariâncias será (Brockwell & Davis, 1987, cap. 3).

$$G(z) = \sigma^2 \frac{\Theta(z)\Theta(z^{-1})}{\Phi(z)\Phi(z^{-1})} \quad (13)$$

e a densidade espectral é obtida dividindo (13) por 2π e fazendo $z = e^{-i\omega}$ (Brockwell & Davis, 1987, cap. 4),

$$G(e^{-i\omega}) = \frac{\sigma^2 |\Theta(e^{-i\omega})|^2}{2\pi |\Phi(e^{-i\omega})|^2} \quad (14)$$

Substituindo em (14) os valores estimados de ϕ , e θ , para cada uma das séries, obtemos a expressão paramétrica de cada espectro.

Passemos à estimação dos parâmetros. As ordens p e q dos modelos deveriam ser sugeridas pelas funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial. À exceção do nível de emprego, no entanto, não ocorreu uma sugestão clara sobre se os modelos seriam AR ou MA, mas apenas que as ordens p e/ou q seriam altas. Utilizamos, então, do critério de informação de Akaike (Brockwell & Davis, 1987, cap.9), que consiste em obter as estimativas de máxima verossimilhança para Φ , Θ e σ^2 , escolhendo p e q que tornam mínimo o critério AIC $(p, q) = \log(\hat{\sigma}^2) + 2(p+q)T^{-1}$ onde $\hat{\sigma}^2$ é a estimativa de máxima verossimilhança da variância do erro, e T é o número de observações. A tendência que o AIC tem de sobreparametrizar a escolha nos conduziu a observar também o critério BIC $(p, q) = \log(\hat{\sigma}^2) + (p+q)T^{-1} \log T$, sem que os resultados se alterassem. Os valores de AIC e BIC são apresentados para comparação, mais adiante, com os resultados adicionais apresentados na seção 4.

As estimativas da tabela 6 são as de máxima verossimilhança. Quando algum coeficiente apresentou desvio-padrão elevado foi imposta a restrição de que era nulo, observando-se a evolução dos critérios AIC e BIC, sugerindo manter ou não a restrição. A independência serial dos resíduos foi colocada à prova pelo *portemanteau* Q de Ljung-Box e, além disso, observando as funções de autocorrelação, de autocorrelação parcial e o período-grama cumulativo dos resíduos. Além dos coeficientes e dos respectivos desvios-padrão, apresentamos as restrições sobre os parâmetros (do tipo $\phi_j = 0$), os valores dos critérios AIC e BIC para os modelos restrito e não-restrito, a variância do resíduo e o valor da estatística Q .

Tabela 6
Modelos ARMA para as séries

Séries	Coeficientes	Características
$n(t)$	$\phi_1 = 0,751; \theta_2 = 0,257$ (0,051) (0,081)	$\theta_1 = 0$ $Q = 9,495$ AIC = - 1667,956 BIC = - 1662,589 $\sigma^2 = 0,152-04$
$v(t)$	$\phi_1 = -0,187; \phi_2 = -0,187; \phi_4 = -0,170$ (0,068) (0,069) (0,067)	$Q = 6,283$ AIC = -504,741 BIC = -502,972 $\sigma^2 = 0,4519-02$
	$\phi_5 = -0,214; \phi_6 = -0,105; \phi_7 = -0,144$ (0,069) (0,070) (0,067)	
	$\phi_3 = 0$	
$\bar{h}(t)$	$\phi_1 = -0,498; \phi_2 = -0,238; \phi_4 = -0,170$ (0,068) (0,066) (0,062)	$Q = 13,293$ AIC = -968,979 BIC = 964,026 $\sigma^2 = 0,4677-0,3$
	$\phi_9 = 0,235; \phi_3 = \phi_5 = \phi_6 = \phi_7 = \phi_8 = 0$ (0,063)	
$h(t)$	$\phi_1 = -0,287; \phi_3 = 0,217; \phi_9 = 0,260$ (0,065) (0,066) (0,067)	$Q = 16,481$ AIC = -902,362 BIC = 900,496 $\sigma^2 = 0,6566-03$
	$\phi_2 = \phi_4 = \phi_5 = \phi_6 = \phi_7 = \phi_8 = 0$	
$\rho(t)$	$\phi_1 = -0,334; \phi_3 = -0,114; \phi_4 = -0,199$ (0,070) (0,070) (0,071)	$Q = 8,642$ AIC = -680,763 BIC = -678,809 $\sigma^2 = 0,1877-02$
	$\phi_5 = -0,150; \phi_6 = -0,153; \phi_7 = -0,250$ (0,071) (0,071) (0,071)	
	$\phi_8 = -0,166; \phi_3 = 0$ (0,071)	

Notas: Os números entre parênteses são os desvios-padrão das estimativas. Os coeficientes foram estimados pelo método iterativo de máxima verossimilhança exposto por Brockwell & Davis (1987), utilizando o *software* SPEC, dos mesmos autores.

Os resultados favoreceram a especificação AR. A ordem da equação para o emprego é baixa, e para as demais séries é alta. Coeficientes auto-regressivos de primeira ordem negativos indicam oscilações de alta frequência, e, com valores positivos, de baixa frequência. Substituindo em (18) os coeficientes da tabela 6, chegamos aos perfis para os espectros paramétricos de cada uma das séries das taxas mensais de variação. Eles estão apresentados nas mesmas figuras de 3A até 3E, nas quais são mostrados também os espectros não-paramétricos, com a diferença de que os paramétricos são representados pelas linhas pontilhadas. Para uma comparação mais perfeita ambos os espectros (os não-paramétricos e os paramétricos) são apresentados na mesma escala logarítmica, sendo possível observar visualmente que os modelos ARMA reproduzem as densidades espectrais não-paramétricas. Os resíduos das melhores equações estimadas têm que ser serialmente independentes e, portanto, seus espectros não devem apresentar concentração em nenhuma frequência, distribuindo-se uniformemente em todo o intervalo $0 < \omega < \pi$ ou $0 < \lambda < 2$. Os periodogramas cumulativos dos resíduos confirmaram isso.

Exploremos as funções de transferência. A partir da transformada de Fourier de (9) chega-se a

$$G_y(e^{-i\omega}) = |W(e^{-i\omega})|^2 G_x(e^{-i\omega}) + G_\varepsilon(e^{-i\omega}) \quad (15)$$

Se ε_t for um ruído branco (10) nos mostra que seu espectro será $G_\varepsilon(e^{-i\omega}) = \sigma_\varepsilon^2 / 2\pi$, constante em todas as frequências. O espectro de y será igual ao de x multiplicado por um

número não-negativo, $|W(e^{-i\omega})|^2 = \left| \sum_{j=-\infty}^{\infty} w_j e^{-i\omega j} \right|^2$, mais a constante $\sigma_\varepsilon^2 / 2\pi$. A expressão

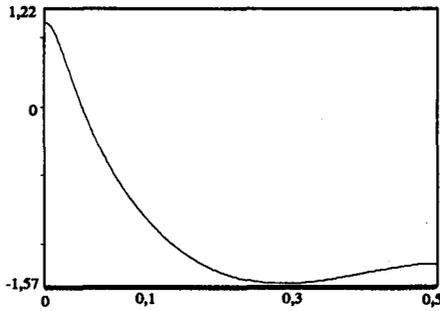
$|W(e^{-i\omega})|^2$ fornece o "ganho" de amplitude e mede em quanto a amplitude da oscilação de x , em cada frequência, é aumentada ou reduzida para gerar a amplitude da oscilação de y (admitindo $\sigma_\varepsilon^2 = 0$ ela é igual ao quociente do espectro de y pelo espectro de x).

Tomemos o exemplo do emprego. Os dados da tabela 4 conduzem aos valores dos pesos $W(L) = \sum w_j L^j$ da função de resposta de $n(t)$ a um impulso proveniente das vendas, que expressos como um quociente de dois polinômios em L são dados pelo desenvolvimento de

$$W(L) = \frac{A(L)}{B(L)} = \frac{0,022 + 0,025L + 0,025L^2 + 0,006L^3}{0,508L + 0,263L^2}$$

Substituindo L por $e^{-i\omega}$ e passando para a expressão trigonométrica, chegamos ao ganho de amplitude para a frequência angular ω ou λ , apresentado na figura 5. Ele passa por um mínimo na frequência $\lambda = 0,3$ ou $\omega = 1,885$, cresce ligeiramente à direita desse valor e deixa um grande espaço para as frequências mais baixas, com valores de λ abaixo de 0,1. A comparação entre as figuras 5 e 3A atesta a semelhança.

Figura 5
Ganho da função de transferência entre emprego e vendas

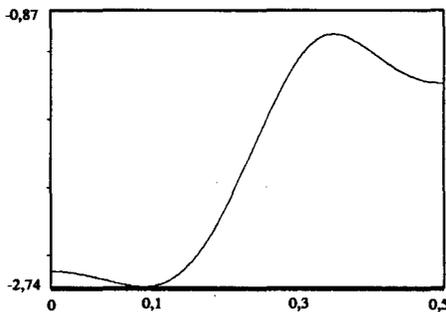


O segundo exemplo é para a função de resposta de \bar{h} a um impulso proveniente de v . A expressão para $\sum w_j L^j$ é dada pelo desenvolvimento de

$$W(L) = \frac{0,155 + 0,113L + 0,089L^2 + 0,063L^3 + 0,029L^4}{-0,610L - 0,306L^2}$$

e, novamente, fazendo $L = e^{-i\omega}$ e passando para a expressão trigonométrica, chegamos ao perfil apresentado na figura 6. Ele amplifica as oscilações nas frequências mais altas e, por isso, o espectro de \bar{h} se assemelha ao de v nessas frequências. Embora o filtro passe por um mínimo nas frequências entre $\lambda = 0,10$ e $\lambda = 0,15$ elas aparecem no espectro de \bar{h} (figura 3C). Isso se deve ao último termo do lado direito de (19), e ainda que os resíduos sejam um ruído branco, o valor de seu espectro é positivo em todas as frequências e tanto maior quanto mais elevada a variância dos resíduos relativamente à variância atribuída aos valores defasados de v , no modelo de defasagens distribuídas que deu origem aos coeficientes estimados.

Figura 6
Ganho da função de transferência entre \bar{h} e v



Concentremo-nos nos espectros cruzados. Dados dois processos estacionários no sentido amplo, y e x , o "espectro cruzado" (*cross-spectrum*) é a transformada de Fourier da função de correlações cruzadas, $\gamma_{yx}(k)$, para $k = -\infty, \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots, \infty$

$$G_{yx}(e^{-i\omega}) = W(e^{-i\omega}) G_x(e^{-i\omega}) \quad (16)$$

onde $W(e^{-i\omega}) = \sum w_j e^{-i\omega j}$.

Como as covariâncias cruzadas não são simétricas em torno da defasagem zero, o espectro cruzado é, em geral, um número complexo, podendo ser expresso como

$$G_{yx}(e^{-i\omega}) = \text{Re}(\omega) + i \text{Im}(\omega) \quad (17)$$

onde a parte real, $\text{Re}(\omega)$, é o co-espectro, e a parte imaginária, $\text{Im}(\omega)$, é o espectro-quadratura. Uma representação mais útil é em coordenadas polares

$$G_{yx}(e^{-i\omega}) = r(\omega)e^{i\psi(\omega)} \quad (18)$$

onde $r(\omega) = \{\text{Re}(\omega)^2 + \text{Im}(\omega)^2\}^{1/2}$ é a amplitude, e

$$\psi(\omega) = \text{tg}^{-1}(\text{Im}/\text{Re}) \quad (19)$$

é o deslocamento de fase, indicando, em cada frequência ω , se x está oscilando uma fase antes (valores negativos de π) ou uma fase depois (valores positivos de π) de y .

O par mais útil de funções ligadas ao espectro cruzado é composto pela fase, acima, e pela coerência. Cada uma das duas séries estacionárias, $y(t)$ e $x(t)$, pode ser decomposta na soma de parcelas ortogonais em cada frequência. Partindo dessa decomposição, a coerência é definida como o quadrado da correlação, em cada frequência ω , entre essas componentes da série, e é dada por

$$\text{Coer}(\omega) = |G_{yx}(e^{-i\omega})|^2 / [G_x(e^{-i\omega})G_y(e^{-i\omega})] \quad (20)$$

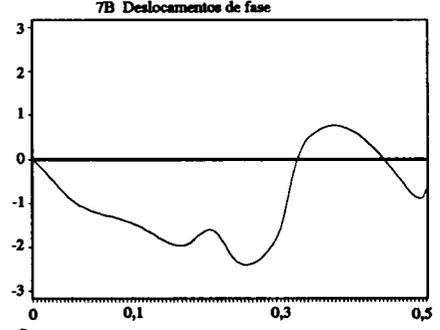
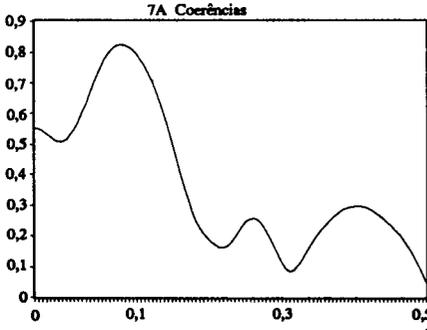
A análise das coerências adiciona uma nova dimensão ao coeficiente de correlação entre duas variáveis, permitindo que as correlações sejam controladas pelas frequências de oscilação. Como os ciclos econômicos caracterizam-se pelos co-movimentos nas oscilações de baixa frequência, esse instrumental é particularmente útil naquele campo de análise.

Nas figuras de 7A a 10A apresentamos as coerências entre n , h , \bar{h} e ρ , de um lado, e as vendas, v , do outro. Nas figuras 7B a 10B estão as fases. Ambas foram construídas utilizando uma janela de Parzen com $m = 20$, que é a mesma utilizada em todos os casos daqui para a frente. A coerência entre o emprego e as vendas é alta somente nas frequências mais baixas, o que era um resultado esperado, dada a forma da função de transferência. Entre horas trabalhadas e vendas ela também é alta nas frequências mais baixas, mas é um pouco mais elevada do que no caso anterior nas frequências altas. As coerências entre o produto e as vendas são elevadas em todas as frequências.

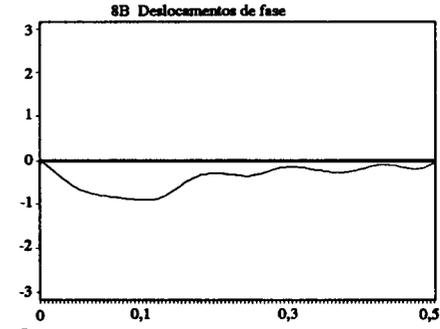
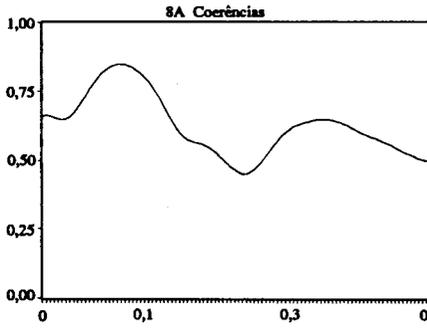
Como todas as coerências são altas nas frequências baixas, é nestas que deveremos observar, primordialmente, os deslocamentos de fase. Em todos os casos as oscilações das vendas antecedem as das demais variáveis, e por isso elas têm um deslocamento de fase negativo, que é particularmente elevado no caso do emprego. Tais resultados são uma consequência da forma das funções de transferência. Utilizando (17) e (18), obtém-se

$$W(e^{-i\omega}) = (r(\omega)/G_x(e^{-i\omega})) e^{i\psi(\omega)} \quad (21)$$

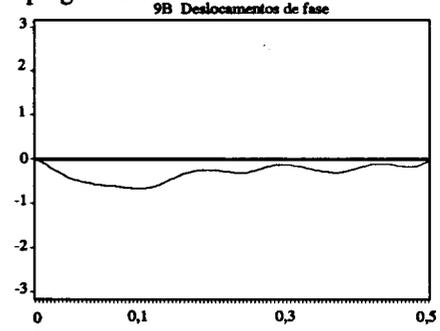
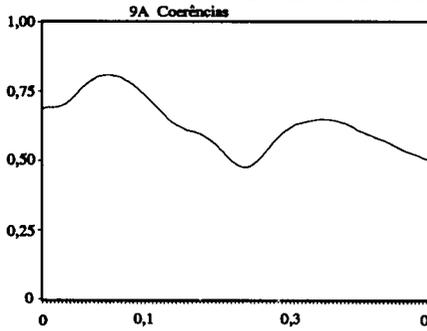
Figuras 7
Emprego e vendas



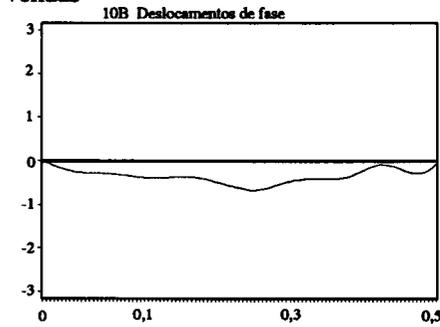
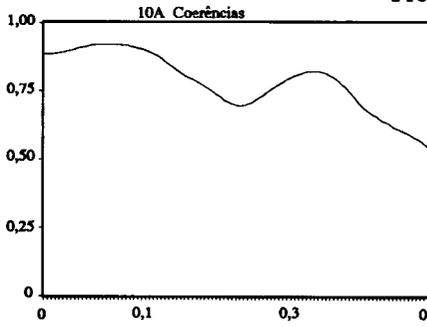
Figuras 8
Horas trabalhadas totais e vendas



Figuras 9
Horas trabalhadas por emprego e vendas



Figuras 10
Produto e vendas

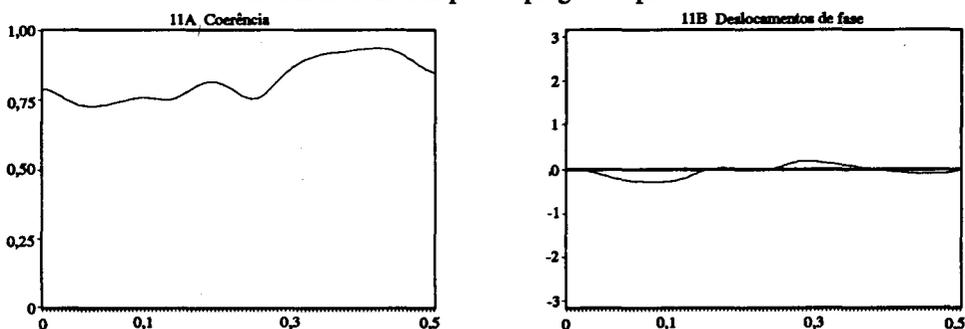


que exprime a função de transferência como o produto de duas parcelas: a primeira é o quociente da amplitude do espectro cruzado pelo espectro de x , mostrando que o "ganho" de W ($e^{-i\omega}$) é diretamente proporcional à amplitude do espectro cruzado, $r(\omega)$; a segunda $e^{i\psi(\omega)}$, varia diretamente com a fase do espectro cruzado. Este último é um resultado importante que nos mostra que quando duas variáveis estão ligadas por um filtro linear invariante no tempo, a fase do filtro da função de transferência é igual à fase do espectro cruzado. É claro que o deslocamento de fase negativo das vendas com relação a h , \bar{h} e ρ deve ser pequeno, porque o tempo de resposta de cada uma delas às vendas é baixo.

Esse último resultado explica, também, por que os dados da figura 1 mostram os pontos de reversão de \bar{h} antecedendo os de n . As horas trabalhadas por empregado mostram uma fase negativa com relação a n não porque \bar{h} cause n , mas sim porque a resposta de \bar{h} a um impulso proveniente de v ou de ρ é mais rápida do que a de n , e isso se reflete na forma das duas funções de transferência. Nas frequências mais baixas o filtro linear que liga n aos valores passados de v tem um deslocamento de fase negativo maior do que o que liga \bar{h} aos valores passados de v , e quando v muda o seu curso \bar{h} se altera antes do que n .

Como as coerências e as fases de n e \bar{h} se comportam com relação às taxas de variação do produto? Deveríamos esperar coerências elevadas entre \bar{h} e ρ nas frequências altas, mas constatamos coerências elevadas também nas frequências mais baixas (figura 11A), com ambas fluuando quase que perfeitamente em fase em todas as frequências (figura 11B). Mesmo nas oscilações de baixa frequência ou nas flutuações cíclicas de períodos relativamente mais longos, existem flutuações do produto que são absorvidas por ajustes contemporâneos nas horas trabalhadas por empregado e, portanto, nem todas elas são absorvidas pelas flutuações de baixa frequência do nível de emprego. Significa que a intensidade no uso do capital e da mão-de-obra funciona como um substituto da quantidade de mão-de-obra também a prazo mais longo.

Figuras 11
Horas trabalhadas por empregado e produto

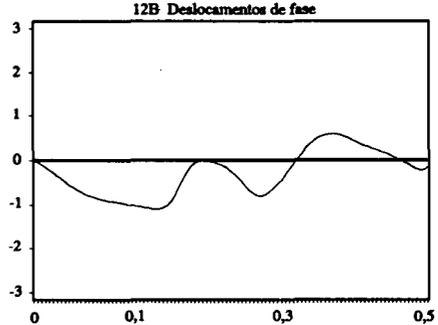
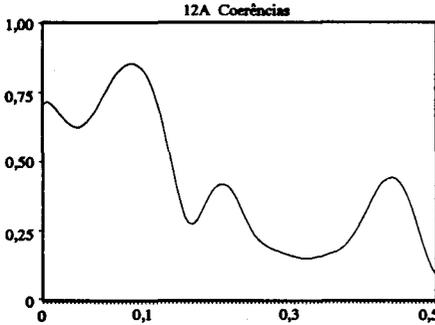


Uma das conseqüências dessa regularidade é que a produtividade da mão-de-obra deve apresentar flutuações pró-cíclicas.

A coerência entre n e ρ é alta somente nas frequências mais baixas, e o produto tem um deslocamento de fase negativo com relação ao emprego (figuras 12A e 12B). Comparando os deslocamentos de fase do emprego com relação às vendas e ao produto verifica-se que o deslocamento de v com relação a n é superior ao de ρ com relação a n . Isso decorre de v ter um deslocamento de fase negativo com relação a ρ .

Mas enquanto a fase negativa de \bar{h} com relação a n não é uma evidência de causalidade no sentido de Granger, as de ρ e de v com relação a n , tanto quanto a de v com relação a ρ ,

Figuras 12
Emprego e produto



ocorrem ao lado de causalidades fluindo na mesma direção. É possível mostrar que uma variável pode não falhar em causar a outra e, ainda assim, não existe entre elas um deslocamento de fase, enquanto outras duas podem ser tais que exista um deslocamento de fase de uma com relação à outra, sem que exista uma relação de causalidade.

Uma análise dessa questão foi realizada por Sargent (1987, cap. 11, p. 271-73). Ele construiu dois exemplos mostrando que "...uma série $y(t)$ que mostre um deslocamento de fase negativo quantitativamente importante sobre uma outra variável $x(t)$, nas frequências mais relevantes para o ciclo econômico, não necessariamente ajuda a prever $x(t)$ melhor do que isso pode ser feito utilizando os próprios valores passados de x ". Ele parte de dois processos nos quais x e y são gerados por $x(t) = \lambda x(t-1) + u(t)$, com $|\lambda| < 1$, e por $y(t) = h_0 x(t) + h_1 x(t-1) + \varepsilon(t)$, com $E(u) = E(\varepsilon) = E(u_t \varepsilon_{t-s}) = 0$, para quaisquer valores de t e s . O deslocamento de fase na frequência angular ω será dado por

$$\psi(\omega) = tg^{-1} \{-h_1 \text{sen } \omega / (h_0 + h_1 \text{cos } \omega)\}$$

e escolhendo h_0 e h_1 a fase pode ser colocada em qualquer ponto do intervalo de $-\pi$ a $+\pi$. Nesse caso y não causa x , mas pode ter um deslocamento de fase com relação a x . No segundo exemplo ele toma um modelo semelhante a (8), com a diferença de que é imposta a simetria dos pesos na forma $h_j = h_{-j}$, e admite que os valores de y são dados por $y(t) = \lambda y(t-1) + \varepsilon(t)$, impondo que y causa x . Devido à simetria dos pesos, o espectro cruzado entre y e x

$$G_{yx}(\omega) = \left(h_0 + 2 \sum_{j=1}^{\infty} h_j \text{cos } \omega j \right) G_x(\omega)$$

será um número real para qualquer valor de ω , e o seu deslocamento de fase será nulo, com y e x perfeitamente em fase. A variável y causa x , mas não oscila uma fase antes. A conclusão é que a existência de um deslocamento de fase não se constitui em condição necessária, nem suficiente para que uma série possa prever a outra.

Essa é a razão pela qual escolhemos o conceito de causalidade de Granger para estabelecer a precedência temporal de uma variável sobre outras. Se x não falhar em causar y e suas flutuações passadas conterão informações sobre as de y , ajudando a prevê-las ainda que y e

x oscilem perfeitamente em fase e, em uma conceituação mais estreita, x não fosse tomado como um indicador antecedente de y .

4. A tendência, o perfil espectral típico das variáveis econômicas e a persistência dos efeitos de um choque

Com a exceção das taxas de variação do emprego, nenhuma das séries analisadas apresentou o “perfil espectral típico” sugerido por Granger (1966), concentrado nas frequências baixas. É freqüente a observação de que um grande número de variáveis econômicas, das quais foi removida uma tendência, ajustando uma reta ou um polinômio de grau mais elevado aos seus valores brutos, é descrito por equações a diferenças estocásticas de ordens, baixas e com coeficientes de primeira ordem positivos (Sargent, 1987; cap. 11, Lucas, 1977), conduzindo a concentrações espectrais semelhantes àquela. Isso pode sugerir que os espectros de nossas séries estão espuriamente concentrados nas frequências altas, possivelmente devido ao filtro $W(L) = (1 - L)$ aplicado às variáveis.

A expressão $W(L) = (1 - L)$ no domínio da frequência é

$$W(e^{-i\omega}) = (1 - e^{-i\omega}) = 2(1 - \cos \omega)$$

que assume o valor nulo quando $\omega = \lambda = 0$, e cresce continuamente no intervalo $0 \leq \omega \leq \pi$ ou $0 \leq \lambda \leq 0,5$, até atingir o seu valor máximo igual a 2 quando $\omega = \pi$ ou $\lambda = 0,5$. Se aplicarmos $W(L) = (1 - L)$ a um processo estacionário no sentido amplo, obteremos um novo espectro concentrado nas frequências altas, porque ele elimina da variável transformada as frequências em torno de zero e amplifica as frequências mais altas.

Mas se estivermos diante de um processo não-estacionário e sua componente auto-regressiva puder ser fatorada como $\Phi(L) = (1 - L)^d \Phi'(L)$, ele terá d raízes unitárias. As evidências apresentadas na tabela 7, adiante, são de que em todas as séries analisadas temos $d = 1$. Depois de aplicado o filtro $(1 - L)$ ao logaritmo do nível de emprego, ficamos com um processo estacionário com um polinômio $\Phi'(L)$ de ordem baixa, coeficientes positivos e raízes reais (tabela 6), que conduz à concentração espectral nas frequências mais baixas. Nos casos de ρ , v e \bar{h} , depois de aplicado $W(L) = (1 - L)$ ficamos, também, com polinômios $\Phi'(L)$ com raízes fora do círculo unitário, mas nesse caso eles são de ordens mais altas e com coeficientes de ordem 1 negativos (tabela 6), conduzindo a espectros concentrados nas frequências mais altas. Apesar de $W(L) = (1 - L)$ fechar as frequências baixas e amplificar as altas, ele não obriga a que a variável filtrada tenha sempre uma concentração espectral nas frequências altas, porque pode simplesmente estar eliminando as raízes unitárias de um processo não-estacionário. Nos casos aqui analisados ele serviu para eliminar a raiz unitária, e não pode, portanto, ter “forçado” o aparecimento de espectros espúrios.

Na tabela 7 apresentamos os testes de Dickey-Fuller de raízes unitárias. Eles foram construídos colocando à prova se $(\beta - 1)$ difere de zero na regressão¹⁷

¹⁷ Os resultados dos testes são muito sensíveis à forma especificativa da tendência. Nenhuma outra forma funcionou melhor do que a linear nos logaritmos das variáveis, nem foi encontrada qualquer alteração na declividade. Ver a esse respeito Campbell & Perron (1991).

$$\Delta y(t) = \text{const.} + \text{tendência} + (\beta - 1)y(t-1) + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y(t-j) + e(t)$$

Nas três primeiras colunas são apresentados os valores de t de Dickey-Fuller e do Q de Ljung-Box sem a inclusão de nenhuma variável defasada ($p = 0$), mas incluindo a constante e uma tendência linear, e nas três colunas seguintes estão os resultados, incluindo também as variáveis defasadas.

Tabela 7
Testes de Dickey-Fuller

Variável	t	Q	p	t	Q	p
Produto						
P	-3,84	52,06	0	-1,75	9,78	8
$(1-L)P$	-18,14	49,01	0	-7,90	7,41	8
Vendas						
V	-3,39	47,53	0	-1,85	10,87	5
$(1-L)V$	-16,12	48,90	0	-6,52	6,59	9
Emprego						
N	-0,68	352,55	0	-1,85	11,90	3
$(1-L)N$	-4,58	21,70	0	-4,90	11,53	2
Horas/empregado						
\bar{H}	-4,17	77,13	0	-1,30	12,72	9
$(1-L)\bar{H}$	-21,87	59,78	0	-4,87	11,53	9
Horas totais						
H	-1,77	62,95	0	-1,88	14,94	9
$(1-L)H$	-18,47	42,98	0	-3,57	14,05	9

Notas: Todas as regressões foram estimadas incluindo uma tendência linear e uma constante. No corpo da tabela estão indicados os valores de t de Dickey-Fuller, de Q de Ljung-Box e o número de variáveis defasadas, p . Os valores críticos de t tabulados por McKinnon são: 1% - -4,404; 5% - -3,431; 10% - -3,140.

Quando as variáveis defasadas não são incluídas, os valores de Q são extremamente elevados, indicando que os valores de t não têm maior significado. Nos testes das três colunas seguintes, os valores de p foram escolhidos de forma a trazer os valores de Q o mais próximo possível de indicar resíduos do tipo ruído branco. Não existem razões para se rejeitar a hipótese de que os níveis das variáveis têm uma raiz unitária e de que as respectivas taxas de variação são processos de covariância estacionários.

Nossos processos são do tipo "diferença-estacionários" (Nelson & Plosser 1982), especificados por

$$(1 - L) Y(t) = \beta + \xi(t) \quad (22.A)$$

$$\Phi(L) \xi(t) = \Theta(L) \varepsilon(t) \quad (22.B)$$

onde β é um deslocamento determinista, $\Phi(L)$ e $\Theta(L)$ são polinômios em L atendendo às condições de estacionaridade e de invertibilidade, e $\varepsilon(t)$ é uma variável aleatória com média zero, variância constante igual a σ_ε^2 e $E[\varepsilon(t)\varepsilon(t-j)] = 0$ para $j \neq 0$.

Já nos casos relatados por Sargent e Granger as séries foram tornadas estacionárias calculando seus desvios com relação a uma reta ou a um polinômio de grau mais elevado. Eles foram tratados como processos "tendência-estacionários", especificados por

$$Y(t) = f(t) + Z(t) \tag{23.A}$$

$$\Psi(L) Z(t) = \Omega(L) \varepsilon(t) \tag{23.B}$$

onde no caso mais geral $f(t)$ é um polinômio de grau d em t , mas em nosso caso $d=1$, e $f(t) = \alpha + \beta t$. Tanto quanto no caso anterior, os polinômios $\Psi(L)$ e $\Omega(L)$ devem atender às condições de estacionaridade e de invertibilidade.

Processos tendência-estacionários podem ser confundidos com diferença-estacionários. Somando (22.A) a partir de $t=0$, e fazendo $Y(t=0) = Y_0 = \alpha$, chegamos a

$$Y(t) = \alpha + \beta t + \sum_{j=1}^t \xi(j) \tag{24}$$

Em (23.A) $Z(t)$ é estacionária na média e na variância, e em (24) $\sum_{j=1}^t \xi(j)$ é estacionária

na média, mas não na variância, que tende para infinito quando t tende para infinito.¹⁸ O cálculo da primeira diferença de $Y(t)$ tornaria (24) estacionária na média e na variância, mas uma tendência determinista poderia ser ajustada aos níveis de $Y(t)$, conduzindo a uma estimativa de β significativamente diferente de zero. Embora os testes sobre raízes unitárias tenham indicado que estamos diante de processos diferença-estacionários, uma tendência linear poderia ser ajustada aos logaritmos das variáveis, chegando em geral a coeficientes da variável tempo significativamente diferentes de zero.¹⁹

Nesse caso sobriariam na série pseudo-estacionária movimentos de baixa frequência típicos da tendência, fazendo com que os coeficientes de autocorrelação declinassem lentamente e enviesando a concentração espectral na direção das frequências baixas. Se em vez de atribuir esse comportamento à presença de uma raiz unitária impropriamente tratada admitirmos que ele tenha sido gerado por um modelo auto-regressivo de ordem baixa com o

¹⁸ Se $\xi(t)$ é uma variável aleatória com $E(\xi) = 0$, $\text{var}(\xi) = \sigma_\xi^2$ e $E\{\xi(t)\xi(t-j)\} = 0$ para todo e qualquer $j \neq 0$,

então $\text{var} \sum_{j=0}^n \xi(j) = n\sigma_\xi^2$, que tende para o infinito quando n tende para infinito.

¹⁹ As regressões dos logaritmos do nível de cada uma das variáveis contra o tempo produziram os seguintes resultados:

Variável	Coefficiente da tendência	t de Student
produto	0,0017	17,267
vendas	0,0005	2,645
emprego	0,0003	4,095
total de horas trabalhadas	0,0002	1,395
horas por empregado	-0,0002	3,126

termo de ordem 1 positivo, estaríamos aceitando que as nossas séries conduzem ao “perfil espectral típico” que, no entanto, seria espúrio. Nelson & Kang (1986) mostraram que removendo uma tendência (linear) determinista de um passeio aleatório — um caso particular de processo diferença-estacionário — surgiram na série resultante movimentos espúrios e uma concentração espectral nas frequências baixas. Nelson & Plosser (1982) sugeriram que a maior parte das séries relatadas por Lucas, Sargent e Granger, entre outros, é de fato diferença-estacionária, e suas tendências deveriam ser removidas pelo filtro $(1-L)$. Essa filtragem poderia conduzir a qualquer concentração espectral, mas o procedimento utilizado forçou o aparecimento do “perfil espectral típico”, ou mesmo de concentrações espectrais indicativas de ciclos.

Antes de ser espúria, a concentração espectral nas frequências altas é uma característica de algumas de nossas séries medindo as taxas mensais de variação, e esta é uma informação importante para avaliar a evolução do nível de atividade. As taxas de variação das vendas reais dessazonalizadas oscilam de um mês para o outro com uma variância elevada, o que gera flutuações de alta frequência no produto, indicando uma resposta da produção muito rápida. Estas, por sua vez, conduzem a oscilações de alta frequência nas horas trabalhadas, indicando que a curto prazo a produção se ajusta alterando a intensidade dos fatores trabalho e capital, e não o nível de emprego, cujas taxas de variação apresentam quase que apenas as flutuações de baixa frequência. São comportamentos como esses que conduzem aos perfis espectrais semelhantes para ρ , v e \bar{h} , e diferente apenas para n .

Processos tendência-estacionários e diferença-estacionários conduzem, por outro lado, a avaliações diferentes dos efeitos de choques, ou inovações, nos níveis das variáveis a longo prazo.

No modelo tendência-estacionário as oscilações de $Z(t) = \Psi^{-1}(L)\Omega(L)\varepsilon(t)$ ocorrem em torno de uma tendência determinista $\alpha + \beta t$, e choques ou inovações ($\varepsilon(t)$) no processo estacionário $Z(t)$ têm efeitos sobre $Y(t)$ apenas enquanto persistirem seus efeitos sobre $Z(t)$. Quando os efeitos sobre $Z(t)$ se dissipam, o nível de $Y(t)$ volta a ser determinado somente pelo valor assumido pela tendência $\alpha + \beta t$.

Já no modelo diferença-estacionário a presença de uma raiz unitária faz com que um choque ou uma inovação tenha um efeito permanente sobre o nível de $Y(t)$. Multiplicando (22.A) por $\Phi(L)$ e utilizando (22.B), chegamos a

$$(1-L)^d \Phi(L)Y(t) = \beta\Phi(1) + \Theta(L)\varepsilon(t) \quad (25)$$

e como $d \neq 0$, uma inovação, $\varepsilon(t)$, terá um efeito sobre $Y(t)$ que persistirá mesmo depois que seu efeito sobre $\xi(t)$ tenha-se dissipado.

Admitindo $d=1$, a representação média móvel para $y(t) = (1-L)Y(t)$ é dada por

$$y(t) = (1-L)Y(t) = \sum_{j=0}^{\infty} a_j \varepsilon(t-j) = A(L)\varepsilon(t) \quad (26)$$

ou

$$y(t) = A(L)\varepsilon(t) = \varepsilon(t) + a_1\varepsilon(t-1) + a_2\varepsilon(t-2) + \dots \quad (27)$$

e para que seja estacionário na variância é preciso que $\sum_{j=0}^{\infty} a_j^2 < \infty$. Essa restrição faz com que o limite de a_j , quando j tende para infinito, seja nulo e, portanto, uma inovação não altera as previsões sobre as taxas de crescimento de Y a longo prazo, embora altere os seus níveis.

A representação média móvel para o nível de $Y(t)$ é obtida invertendo $(1-L)$

$$Y(t) = (1-L)^{-1} A(L) \varepsilon(t) = D(L) \varepsilon(t)$$

onde $D(L) = \sum_{i=0}^{\infty} d_i L^i$. Cada valor de d_i será igual à soma dos valores de a_j para j variando de 0 até i

$$d_i = \sum_{j=0}^i a_j \quad (28)$$

e como

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=0}^n a_j = A(1)$$

d_i tenderá para $A(1)$ quando i tender para infinito.

Três medidas interligadas são extraídas dessas expressões. Primeiro, (27) conduz à estimativa dos efeitos sobre $y(t) = (1-L) Y(t)$ de uma inovação. Admitindo $\varepsilon(t) = 0$ para todo e qualquer valor de $t < 0$, assumindo o valor $\varepsilon(0) = 1$ somente em $t = 0$ e retornando a $\varepsilon(t) = 0$ para qualquer $t > 0$, os valores de a_j , para $j = 0, 1, 2, 3, \dots$, fornecem diretamente como esse salto em ε interfere sobre $y(t) = (1-L) Y(t)$ em cada momento posterior a $t = 0$. Segundo, a medida dos efeitos de longo prazo daquela inovação, ou da persistência dos efeitos de um choque sobre os níveis de Y , é dada, segundo Campbell & Mankiw (1987), por

$A(1) = \sum_{j=0}^{\infty} a_j$. Finalmente, os valores de d_i em (28) fornecem a trajetória de acomodação

dos níveis da variável $Y(t)$ a uma inovação. Esta última é a soma, até cada momento t , dos valores da primeira, e a segunda é o limite da terceira quando t tende para infinito.

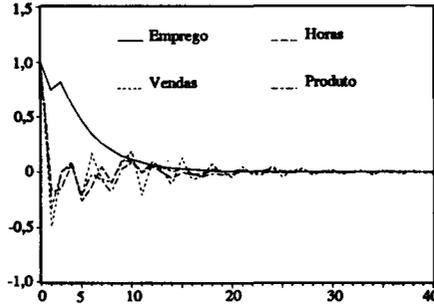
Na figura 13 estão as respostas de $n(t)$, $\rho(t)$, $v(t)$ e $\bar{h}(t)$ a uma inovação de magnitude $\varepsilon(0) = 1$, em $t = 0$, com $\varepsilon(t) = 0$, para todo e qualquer $t > 0$, que são os valores de a_j obtidos através da representação média móvel dos modelos estimados na tabela 6. As taxas de variação do emprego têm uma resposta que declina gradualmente. Já nos casos de ρ , v e \bar{h} o efeito inicial é grande, e os dos momentos subsequentes são significativamente menores.

As informações contidas nos valores de a_j para cada série são compatíveis com as contidas nos respectivos espectros. À representação média móvel (26) corresponde o espectro

$$G_y(e^{-i\omega}) = |A(e^{-i\omega})|^2 (\sigma^2 / 2\pi) \quad (29)$$

Figura 13

Respostas de n , v , ρ e \bar{h} a uma inovação



onde $A(L) = \Phi^{-1}(L) \Theta(L)$ e $A(e^{-i\omega}) = \sum_{j=0}^{\infty} a_j e^{-i\omega j}$. As variáveis ρ , v e \bar{h} têm representações

médias móveis muito semelhantes, como se vê pelos valores de a_j na figura 13, e portanto teriam que apresentar espectros parecidos, o que de fato ocorreu. As concentrações nas frequências mais altas são a consequência do ajustamento muito rápido aos choques. A representação média móvel para $n(t)$ produz valores de a_j declinando continuamente, o que é uma característica de modelos AR(1) ou nos quais a componente AR(1) é dominante, e portanto, seu espectro teria que concentrar-se nas frequências baixas.

A tabela 8 contém duas informações. Primeiro ela fornece, na última coluna, a medida de persistência ou dos efeitos de um choque sobre os níveis de cada variável, e como existem diferenças nas variâncias das séries as estimativas referem-se a $A(1)\sigma_Y$, o produto de

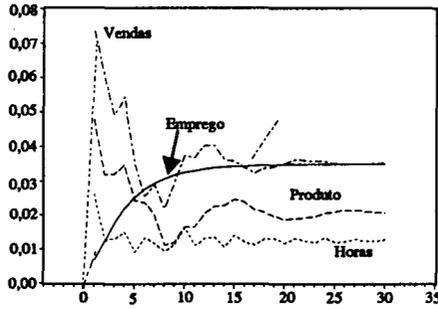
$A(1) = \sum a_j$ para cada série pelo respectivo desvio-padrão, σ_Y . Medem-se, portanto, os efeitos de um choque da magnitude de um desvio-padrão da respectiva série. Segundo, como essas medidas podem ser sensíveis a alterações nos parâmetros, elas são apresentadas em algumas especificações alternativas.

A pior especificação para $n(t)$ é a do modelo AR(1). A estatística Q mostra resíduos com maior afastamento da aleatoriedade, e tanto utilizando AIC quanto BIC chegaríamos a um número maior de parâmetros. Se seguirmos o critério AIC a especificação ARMA(1,2) seria a melhor, e no critério BIC a preferência recairia no modelo AR(3). Isso não chega a ser um problema, porque essas duas especificações produzem resultados semelhantes, como se vê nas duas medidas de persistência, na última coluna.

O único caso no qual um termo MA melhorou a especificação foi o do emprego. Nos demais a especificação é nitidamente AR, e a única dúvida é se as restrições anulando alguns coeficientes devem ou não ser impostas. Comparando os valores de AIC e BIC, como os da estatística Q , nos modelos com e sem restrições, verificamos que o desempenho dos modelos com as restrições é melhor, sem que os efeitos das inovações sobre os níveis das variáveis se alterem sensivelmente.

O efeito de um choque sobre n é da ordem de cinco vezes o desvio-padrão da série, e sobre as demais variáveis entre 40% e 60% de um desvio-padrão. Na figura 14 estão as trajetórias seguidas pelos níveis das variáveis, quando submetidas a um choque da magnitude de um desvio-padrão da respectiva série. Os níveis de todas elas dão um salto inicial em

Figura 14
Trajetórias de N , V , P e \bar{H} em resposta a um choque da magnitude de um desvio-padrão da respectiva série



$t = 1$, mas as respostas seguem trajetórias diferentes daí em diante. O nível de emprego continua se expandindo, e depois de 15 meses já chegou praticamente ao novo equilíbrio para o

Tabela 8
Efeitos de uma inovação sobre os níveis de Y , N , \bar{H} e V

Variável	Modelo restrições	Valores de AIC, BIC, σ e Q	Medida de persistência
n	AR(3) (nenhuma)	desvio-padrão de $n = 0,006897$ AIC = -1664,3; BIC = -1665,8 $\sigma^2 = 0,154E-04$; $Q(20) = 11,53$	0,03223
n	AR(1) (nenhuma)	AIC = -1661,3; BIC = -1659,4 $\sigma^2 = 0,159E-04$; $Q(20) = 21,28$	0,03678
n	ARMA(1, 2) $\theta_1 = 0$	AIC = -1668,0; BIC = -1662,6 $\sigma^2 = 0,153E-04$; $Q(20) = 9,50$	0,03475
ρ	AR(8) (nenhuma)	desvio-padrão de $\rho = 0,047766$ AIC = -678,7; BIC = -677,2 $\sigma^2 = 0,188E-02$; $Q(20) = 8,37$	0,02018
ρ	AR(8) $\phi_3 = 0$	AIC = -680,8; BIC = -678,8 $\sigma^2 = 0,188E-02$; $Q = 8,64$	0,02059
\bar{h}	AR(9) (nenhuma)	desvio-padrão de $\bar{h} = 0,026030$ AIC = -960,0; BIC = -952,5 $\sigma^2 = 0,463E-03$; $Q(20) = 12,16$	0,01251
\bar{h}	AR(9) $\phi_3 = \phi_5 = \phi_6 =$ $\phi_7 = \phi_8 = 0$	AIC = -969,0; BIC = -964,0 $\sigma^2 = 0,468E-03$; $Q(20) = 13,33$	0,01549
v	AR(7) (nenhuma)	desvio-padrão de $v = 0,073471$ AIC = -502,6; BIC = -501,3 $\sigma^2 = 0,484E-02$; $Q(20) = 6,18$	0,03517
v	AR(7) $\phi_3 = 0$	AIC = -504,7; BIC = -503,0 $\sigma^2 = 0,452E-02$; $Q(20) = 6,28$	0,03472

qual converge monotonicamente. Os níveis das demais variáveis sofrem, todos, uma alteração maior no primeiro momento, mas a longo prazo somente as vendas ainda guardam um efeito comparável ao do emprego. No caso das vendas, como nos das horas trabalhadas por empregado e do produto, os efeitos iniciais do choque sobre os níveis das variáveis começam a se dissipar logo em seguida, e em poucos meses uma grande parte do efeito inicial já desapareceu. Permanecem, no entanto, os efeitos de longo prazo.

5. Os ciclos e os co-movimentos: as oscilações nos subsetores, a produtividade e os salários

Para entender como o filtro $|A(e^{-i\omega})|^2$ na expressão (29) transforma o espectro de um ruído branco no da variável y , é útil partir de uma analogia com a decomposição da luz pelo prisma de cristal. Ele decompõe a luz branca em ondas eletromagnéticas que vão desde a frequência mais baixa, gerando o vermelho, até a frequência mais alta, gerando o azul. A onda branca possui as frequências de todas as cores básicas, e uma ou mais cores podem ser reveladas amplificando certas frequências e desligando outras. Superpondo ao prisma um filtro que permita somente a passagem da onda da luz vermelha e representando essa decomposição em um gráfico, com as frequências no eixo horizontal e a energia atribuída a cada cor no eixo vertical, o espectro será nulo em todas as frequências que não a da onda vermelha, concentrando-se integralmente sobre esta.

O ruído branco, $\varepsilon(t)$, possui todas as frequências, e o papel de $|A(e^{-i\omega})|^2$ é amplificar algumas e reduzir outras. Ele não amplifica uma única onda senóide de período imutável, mas ondas que se misturam em faixas de frequências que variam estocasticamente. É por isso que as séries econômicas não apresentam as oscilações típicas dos fenômenos da física, com ciclos senóides de amplitudes e períodos fixos, mas sim oscilações com períodos e amplitudes que variam estocasticamente.²⁰ Foi escolhendo uma função de transferência cujo filtro amplificasse certas frequências e amortecesse outras, que Slutsky (1933) conseguiu, a partir de uma série de números ao acaso — as extrações da loteria de Moscou —, gerar outra com o comportamento semelhante ao da atividade industrial na Inglaterra. Aquele surpreendente resultado derivou da escolha de um filtro cujos ganhos de amplitude concentravam-se nas mesmas faixas de frequência do espectro da série da atividade industrial na Inglaterra.

Os modelos econométricos que geram ciclos não requerem que o sistema de equações a diferenças estocásticas que descreve as trajetórias das variáveis tenha raízes complexas, com o espectro apresentando um pico na frequência que contém o período dos ciclos econômicos. Um grande número de variáveis com comportamento típico dos ciclos econômicos não mostra esse pico. É esse o caso do emprego, no Brasil, e também do produto e das vendas reais que têm, embora misturados com oscilações de alta frequência, os mesmos movi-

²⁰ Uma importante exceção é o trabalho clássico de Moore (1914). Utilizando a análise do periodograma de Schuster, ele determinou os períodos rígidos das oscilações tanto da produtividade por hectare dos vários produtos agrícolas, quanto da precipitação pluviométrica nas respectivas áreas, nos EUA. Ajustou por mínimos quadrados séries senóides aos dados, comparando os períodos, e na linha de Jevons sugeriu serem as oscilações do produto agrícola as responsáveis pelos ciclos no produto norte-americano. Esse seu trabalho ficou mais conhecido pelos resultados das demandas dos produtos. Depois de estimar por regressões lineares as demandas de produtos agrícolas, ele tentou estimar a demanda para os lingotes de ferro, chegando a uma declividade com relação ao preço positiva. As discussões em torno desse resultado estimularam as pesquisas sobre a identificação em modelos simultâneos lineares.

mentos cíclicos encontrados no nível de emprego, como é revelado pelas coerências altas nas freqüências baixas.

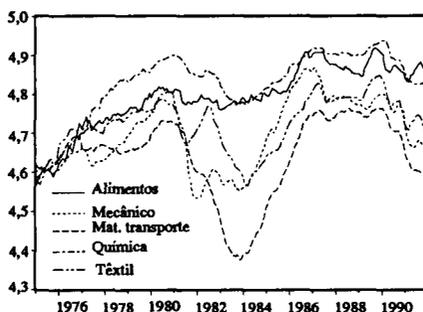
Desde o trabalho de Frisch (1933) sabemos que quando choques aleatórios produzem “impulsos iniciais” que são “propagados” pelas reações dos agentes descritas pelas equações do modelo, podem ser gerados ciclos econômicos ainda que a solução dos modelos conduza a equações a diferenças estocásticas de primeira ordem, ou de ordens baixas que apresentem apenas raízes reais. “Esses movimentos não exibem uniformidade nem de período nem de amplitude, o que significa que não se parecem com as ondas deterministas que por vezes surgem em ciências naturais. Aquelas regularidades que são observadas estão nos co-movimentos entre as diferentes séries agregativas” (Lucas, 1977).

A descrição empírica dos ciclos pelos co-movimentos enfatiza as características dos espectros cruzados, em particular as coerências, e não apenas a “persistência” — a auto-regressividade positiva e de ordem baixa —, que produz os movimentos oscilatórios de baixa freqüência. “Os ciclos econômicos são um fenômeno no qual vários agregados econômicos importantes (PNB, emprego, produtividade, lucros etc.) têm coerências altas nas freqüências baixas, as mesmas freqüências nas quais a grande parcela dos agregados tem a maior parte de suas densidades espectrais, se eles tiverem perfis espectrais típicos” (Sargent, 1987, cap.11).

De modo geral, a produção em vários setores tende a oscilar paralelamente, apresentando coerências altas nas freqüências baixas. Estas devem ocorrer entre o emprego e o produto industrial, entre o produto industrial e os lucros, mas não necessariamente entre o produto e as taxas reais de salários. O requisito de coerências altas não impõe que as variáveis oscilem em fase, nem que as amplitudes guardem sempre uma relação imutável dentro dos vários episódios cíclicos. Em geral as produções de bens duráveis de consumo e de bens de capital flutuam com amplitude maior que as dos bens não-duráveis de consumo; os serviços produtivos da mão-de-obra mostram uma coerência elevada com o produto em todas as freqüências, embora o nível de emprego somente tenha coerência alta nas freqüências baixas e não oscile perfeitamente em fase com o produto.

Como o nível de emprego revela apenas as oscilações de baixa freqüência, o utilizamos para descrever o comportamento dos ciclos em alguns subsetores. Na figura 15 estão os

Figura 15
Níveis de emprego em cinco setores industriais



níveis de emprego nos setores de alimentos, têxtil, químico, de material de transporte e mecânico. Na indústria de alimentos ele tem uma tendência ascendente e a amplitude dos

ciclos é pequena, enquanto na indústria mecânica a tendência quase não é perceptível e a amplitude das oscilações é maior. As amplitudes nos demais setores estão em uma faixa intermediária.

Nas figuras 16A a 20A estão as coerências entre as taxas de variação do emprego de cada um dos subsetores e do emprego total. Nas figuras 16B e 20B estão as respectivas fases. As coerências nas frequências baixas são elevadas para os setores têxtil, químico, mecânico e de transportes, e um pouco mais baixas para o de alimentos. Apenas nos setores têxtil e de alimentos elas são altas também nas frequências mais elevadas. As flutuações de baixa frequência nesses dois setores têm um deslocamento de fase positivo, mas enquanto no setor de alimentos essa estrutura de defasagens mantém-se em todas as frequências de oscilação, no setor têxtil ela se altera, e nas flutuações de alta frequência os pontos de reversão antecedem os da indústria como um todo. Nos demais setores também ocorrem essas reversões.²¹

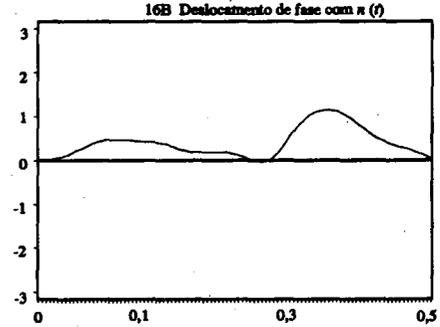
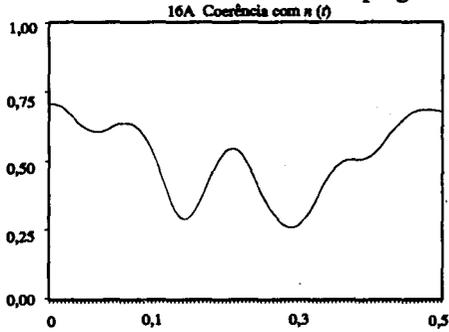
Concentremo-nos nos comportamentos da produtividade da mão-de-obra e dos salários reais. No que diz respeito à produtividade, as flutuações de alta frequência dominam no produto e praticamente inexistem no emprego. Conseqüentemente, a produtividade deve apresentar as mesmas flutuações de alta frequência do produto. Já no longo prazo, ou entre ciclos, ela deve ter uma tendência crescente porque se eleva com o estoque de capital físico e com o progresso tecnológico. Mas esses dois movimentos nada dizem sobre as oscilações nas frequências dos ciclos econômicos. As oscilações da produtividade da mão-de-obra são pró-cíclicas ou contracíclicas?

Uma resposta frequente parte da hipótese de que existe uma função de produção ligando o fluxo do produto aos fluxos dos serviços produtivos da mão-de-obra e do capital, com as produtividades marginais de cada fator sendo decrescentes com a sua própria utilização e crescentes com a do outro fator. Mas explícita ou implicitamente supõe-se que os fluxos dos serviços produtivos dos fatores são proporcionais aos respectivos estoques. Dado o estoque de capital e admitindo nulo o progresso tecnológico, como as empresas operam no ramo em que a produtividade marginal se situa abaixo da produtividade média, a produtividade e os salários reais teriam movimentos contracíclicos.

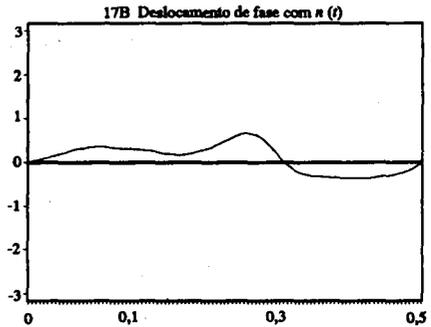
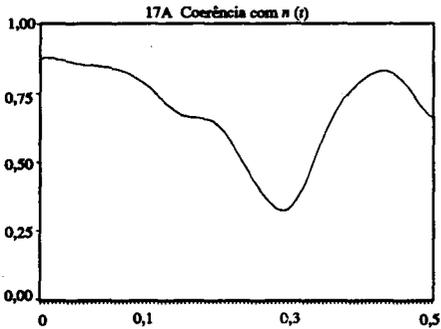
Há mais de 50 anos os fatos vêm desafiando essa proposição. As evidências reveladas por Dunlop (1938) para a Inglaterra e por Tarshis (1939) para os EUA abalaram a análise idêntica de Keynes (1936), conduzindo-o a revê-la (Keynes, 1939). As evidências mais recentes mostram que em alguns países os salários reais têm um comportamento contracíclico e em outros pró-cíclico, e que a produtividade é em geral pró-cíclica (Mitchie, 1987). No Brasil a única análise empírica conhecida sugere a evolução pró-cíclica da produtividade e contracíclica dos salários (Amadeo & Valls Pereira, 1991). Embora não apateça de forma evidente nas séries do produto e da produtividade, no Brasil (figura 1) o primeiro desses dois comportamentos não pode ser negado pelos dados, quer pelas coerências altas entre \dot{h} e ρ nas frequências baixas, quer explorando as correlações entre indicadores da produtividade e dos ciclos do produto no domínio da frequência. Mas o segundo não parece encontrar sustentação empírica.

²¹ Setores que operam sob encomenda devem ajustar o emprego depois de setores que produzem em série, porque a produção ainda se mantém por algum tempo depois que uma recessão se inicia. Setores que empregam uma maior proporção de mão-de-obra qualificada também devem retardar o ajuste do emprego relativamente à média da indústria.

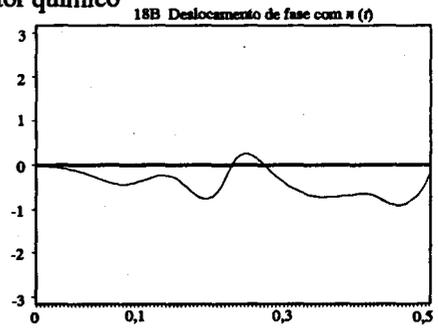
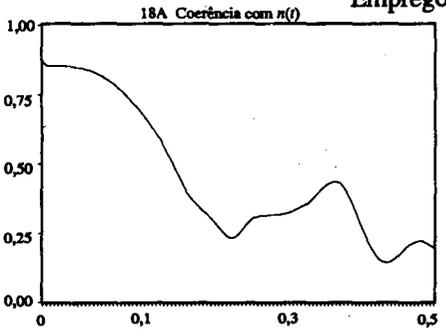
Figuras 16
Emprego no setor de alimentos



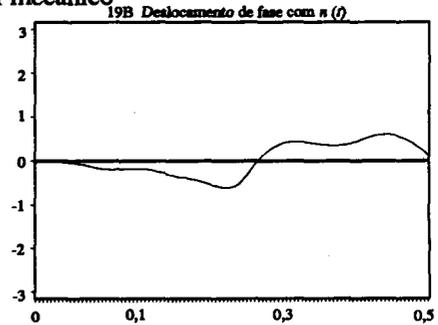
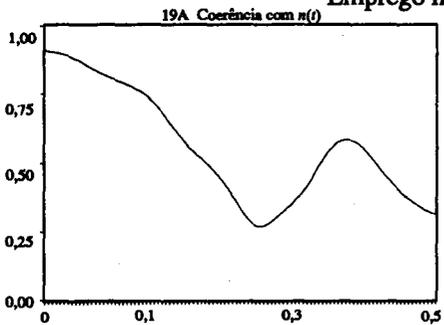
Figuras 17
Emprego no setor têxtil



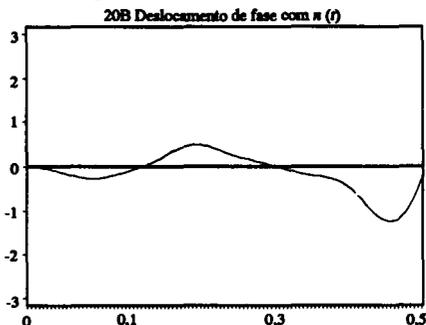
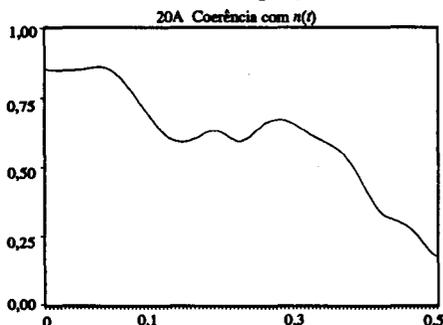
Figuras 18
Emprego no setor químico



Figuras 19
Emprego no setor mecânico

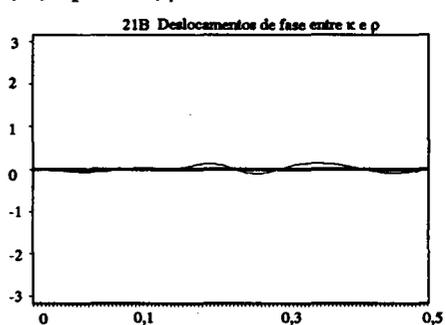
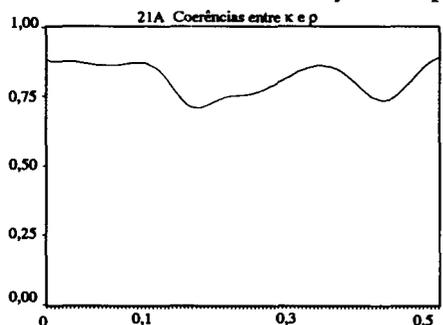


Figuras 20
Emprego no setor de material de transporte



As correlações positivas elevadas entre as taxas de variação da produtividade e do produto se devem, predominantemente, aos movimentos de alta frequência, não permitindo estabelecer o comportamento pró-cíclico da produtividade. Mas as coerências elevadas entre ρ e \bar{h} em todas as frequências rejeitam a hipótese de proporcionalidade entre os fluxos dos serviços produtivos e os respectivos estoques da mão-de-obra e do capital, o que é reforçado pelo comportamento das coerências e dos deslocamentos de fase entre o índice de utilização da capacidade instalada na indústria, $\kappa(t)$, e o produto (figuras 21A e 21B),²² reforçando a proposição de que as flutuações na intensidade dos fatores acomodam uma parte das flutuações do produto mesmo nas frequências dos ciclos.

Figuras 21
Utilização de capacidade, κ , e produto, ρ



²² Essa não é uma evidência redundante. A utilização da capacidade pode-se alterar variando o emprego e não somente as horas trabalhadas por empregado. A correlação entre ρ e κ mantém-se positiva e significativamente diferente de zero, mesmo depois que dessas duas variáveis são removidas as flutuações devidas a \bar{h} . Esse resultado pode ser visto na regressão

$$\rho(t) = 0,002 - 0,116 \rho(t-1) + 0,182 v(t) + 0,139 v(t-1) + 0,941 \bar{h}(t) + 0,425 \kappa(t)$$

(1,768) (2,581) (7,242) (4,553) (12,674) (4,452)

$R^2 = 0,850$; $DW = 1,957$; $F = 223,577$; $\sigma = 0,019$; $Q(20) = 25,22$.

que serve, também, como estimativa do produto industrial do IBGE a partir das informações compiladas pela Fiesp.

Fazendo $y(t) = n(t)$, e $x(t) = \rho(t)$, as expressões (5) e (5') especificam o modelo de defasagens distribuídas ligando as taxas de variação do emprego às do produto real, cuja estimativa de mínimos quadrados é

$$n(t) = -0,0001 + 0,546 n(t-1) + 0,187 n(t-2) + 0,044 \rho(t) + 0,034 \rho(t-1) + 0,026 \rho(t-2) \quad (30)$$

(0,579) (7,702) (2,819) (7,932) (5,265) (4,541)

$R^2 = 0,758$; $DW = 1,986$; $F = 121,959$; $Q(20) = 10,22$

Definindo a taxa de variação da produtividade média por $\pi(t) = \rho(t) - n(t)$ obtemos, a partir de (5)

$$\begin{aligned} \pi(t) &= B^{-1}(L)[B(L) - A(L)]\rho(t) - B^{-1}(L)u(t) \\ &= D(L)\rho(t) + v(t) \end{aligned} \quad (31)$$

na qual os valores de $D(L) = [1 - W(L)] = \sum_{j=0}^{\infty} \delta_j L^j = B^{-1}(L)[B(L) - A(L)]$ são uma transformação dos pesos $W(L) = B^{-1}(L)A(L)$. Todas as informações sobre os coeficientes de (31) estão contidas em (30), e portanto ela não precisa ser estimada diretamente.²³

A elasticidade de curto prazo de $n(t)$ com relação a $\rho(t)$ é de 0,044, compatível com as coerências altas entre as taxas de variação da produtividade e do produto nas frequências altas. A elasticidade de longo prazo é de $A(1)/B(1) = 0,39$, indicando que 1% de crescimento do produto conduz a um aumento de 0,39% no emprego, compatível com a tendência crescente da produtividade a longo prazo. Como a elasticidade de curto prazo converge crescendo monotonicamente para a de longo prazo, as correlações entre a produtividade e o produto nas frequências dos ciclos também devem ser positivas.

Com base nesses parâmetros podemos explorar as correlações entre π e ρ por faixas de frequência. Os espectros de n e π são

$$G_n(e^{-i\omega}) = |W(e^{-i\omega})|^2 G_\rho(e^{-i\omega}) + G_v(e^{-i\omega}) \quad (32)$$

$$G_\pi(e^{-i\omega}) = |D(e^{-i\omega})|^2 G_\rho(e^{-i\omega}) + G_v(e^{-i\omega}) \quad (33)$$

Em (32) $W(e^{-i\omega})$ fecha as frequências altas e deixa passar as baixas. Em (33) $D(e^{-i\omega}) = [1 - W(e^{-i\omega})]$ fecha as frequências baixas e deixa passar as altas, e somente o comportamento de $G_v(e^{-i\omega})$ pode fazer o espectro de π diferir do de ρ nas frequências altas. A equação (31) mostra que $B(L)v(t) = u(t)$ e, dadas as estimativas dos coeficientes de $B(L)$ em (30), sabemos que o filtro da função de transferência que transforma o espectro de $u(t)$ no de $v(t)$

²³ As duas equações são

$$\begin{aligned} B(L)n(t) - A(L)\rho(t) &= u(t) \\ B(L)\pi(t) - [B(L) - A(L)]\rho(t) &= u(t) \end{aligned}$$

Se ambas forem estimadas por mínimos quadrados: a) os coeficientes dos valores defasados de n na primeira e de π na segunda serão idênticos; b) os coeficientes dos valores de $\rho(t-j)$ na primeira, ao qual se soma algebricamente o coeficiente de $n(t-j)$ na mesma defasagem, serão iguais aos respectivos coeficientes de $\rho(t-j)$ na segunda. Os coeficientes de determinação serão diferentes porque as bases sobre as quais são calculados diferem, mas apesar disso os valores das estatísticas t de Student são idênticos para os coeficientes correspondentes.

concentra-se nas freqüências baixas, com um perfil muito semelhante ao das figuras 8. Conseqüentemente, os valores de $G_v(e^{-i\omega})$ não adicionam movimentos relevantes ao espectro de π nas freqüências altas, nas quais este tem que reproduzir o de ρ . Eles somente contribuem para fixar o perfil espectral de π nas freqüências baixas, e a magnitude dessa contribuição depende da variância de v relativamente à de ρ naquelas freqüências, o que é determinado pelos coeficientes e pelo poder explicativo dos valores de ρ no modelo de defasagens distribuídas (31).

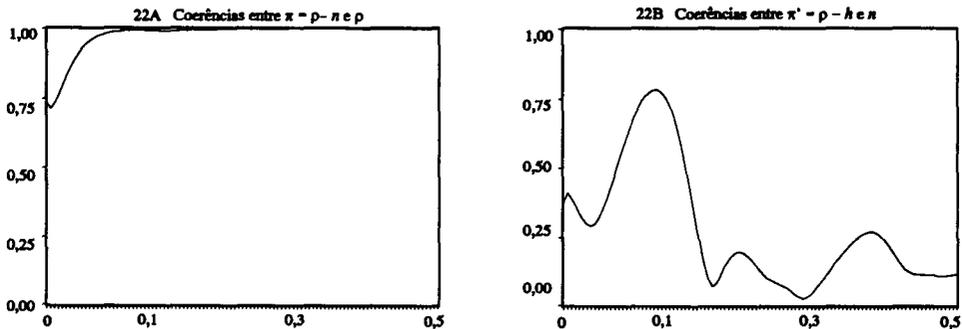
Uma outra informação é dada pela coerência entre π e ρ , cuja expressão é

$$\text{coe}_{\pi\rho}(\omega) = \frac{1}{1 + [G_v(e^{-i\omega})] / [|D(e^{-i\omega})|^2 G_\rho(e^{-i\omega})]} \quad (34)$$

Ainda que $G_v(e^{-i\omega})$ fosse constante, o denominador de (34) seria maior nas freqüências baixas e menor nas altas, e isso já faria com que as coerências fossem mais elevadas nas freqüências altas. Mas aquele perfil de $G_v(e^{-i\omega})$ reforça ainda mais esse comportamento, acentuando as diferenças entre as coerências nas freqüências altas e baixas. Como as estimativas de (31) mostram um R^2 alto e, conseqüentemente, uma variância de v pequena com relação à de π , e como o espectro de v concentra-se nas freqüências baixas, o quociente $[G_v / DG_\rho]$ no denominador de (34) tenderá a ser muito menor nas freqüências altas do que nas baixas. A conseqüência é que as coerências entre π e ρ devem se aproximar muito da unidade nas freqüências altas.

Essas previsões são totalmente confirmadas pelas coerências não-paramétricas entre π e ρ (figura 22A). A regularidade dominante são as coerências próximas da unidade nas freqüências altas. Eliminadas as freqüências muito próximas de zero, as coerências também indicam um comportamento pró-cíclico da produtividade. A densidade espectral de v mais alta e os valores de $D(e^{-i\omega})$ menores quando ω tende a zero forçam o declínio das coerências quando a freqüência angular caminha para zero.

Figuras 22



Em vez de definir a produtividade dividindo o produto pelo emprego, melhor seria defini-la dividindo o fluxo do produto pelo fluxo dos serviços produtivos da mão-de-obra (o total de horas trabalhadas, $H = N \times 4\bar{H}$). As coerências entre as taxas de variação dessa nova medida de produtividade, $\pi' = \rho - h$, e do produto reproduzem as mesmas diferenças de correlações entre as freqüências constatadas na figura 22A, mas todas elas são menores. Como os ciclos de baixa freqüência do produto estão contidos no emprego, podemos evitar os pro-

blemas introduzidos pelas flutuações de alta frequência medindo as coerências entre as taxas de variação de π e n . Os resultados estão na figura 22B, que mostra coerências muito baixas nas frequências mais altas e coerências um pouco mais elevadas nas frequências mais baixas, mas nessa definição de produtividade já não mais é possível dizer com clareza que os movimentos pró-cíclicos existem.

A última análise é sobre o comportamento dos salários reais. Se eles forem definidos dividindo a folha de salários pelo pessoal empregado, quer o deflator seja o índice de preços por atacado da indústria, gerando $S_n^a(t)$, quer o índice de preços ao consumidor, gerando $S_n^c(t)$, as duas séries das taxas de variação $S_n^a(t) = (1-L)\log S_n^a(t)$ e $S_n^c(t) = (1-L)\log S_n^c(t)$ terão uma correlação com ρ com um viés na direção da unidade. Isso porque ρ e \bar{h} têm coerências altas nas frequências mais elevadas, e as flutuações em \bar{h} conduzem a variações de igual magnitude nessa medida da taxa mensal de salários. Como \bar{h} também tem movimentos pró-cíclicos, não é impossível que os salários reais nessa definição apresentem flutuações pró-cíclicas.

Se no entanto eles forem definidos dividindo a folha pelo total de horas trabalhadas ($N \times \bar{H} = H$), conduzindo a $S_h^a(t)$ quando deflacionados pelos preços por atacado e a $S_h^c(t)$ quando deflacionados pelos preços ao consumidor, as taxas mensais $S_h^a(t) = (1-L)\log S_h^a(t)$ e $S_h^c(t) = (1-L)\log S_h^c(t)$ poderão apresentar correlações negativas com ρ tanto nas frequências mais altas quanto nas mais baixas. Isso ocorrerá se as flutuações em \bar{h} forem a única fonte de alteração na intensidade dos fatores e se os deslocamentos da curva de oferta de mão-de-obra tiverem uma variância superior à da demanda de mão-de-obra.²⁴ Como essas condições não estão garantidas, as correlações poderão ser positivas, negativas, ou alternarem-se entre positivas e negativas.

As quatro séries resultantes de salários reais têm diferenças entre si. Tomando S_n para definir os salários nominais e deflacionando-os pelos preços por atacado e pelos preços ao consumidor, chegamos a coerências altas (em torno de 0,9) nas frequências mais elevadas (acima de $\lambda = 0,4$) e a coerências menores (abaixo de 0,5) nas frequências mais baixas. Um comportamento praticamente idêntico ocorre quando partimos da outra medida de salários nominais, S_h . Invertendo o procedimento, fixando um único índice de preços como deflator e variando a medida dos salários nominais, qualquer que seja o deflator chegamos a coerências altas (acima de 0,9) nas frequências mais baixas (abaixo de 0,4), e a coerências um pouco mais baixas (flutuando entre 0,5 e 0,8) nas frequências mais elevadas. As duas conclusões que se seguem são: a) fixando o deflator, e independentemente de qual dos dois ele seja, as duas medidas de salários reais produzem resultados semelhantes nas frequências baixas, embora meçam diferentemente o mesmo fenômeno nas frequências altas; b) fixada a definição de salários nominais, e independentemente de qual das duas ela seja, a alteração do deflator não muda as flutuações dos salários reais nas frequências altas, mas conduz a estimativas diferentes de suas flutuações de baixa frequência. A escolha do deflator e da

²⁴ Isso pode ocorrer por percepções diferentes do nível geral de preços por parte de empresários e trabalhadores. O salário nominal de demanda é $S^d = P^p f(N^*)$, onde $f(N^*)$ é a produtividade física marginal dos serviços da mão-de-obra e P^p é o nível de preços percebido pelos empresários. O salário nominal de oferta é dado por $S^o = P^T F(N^*)$, com $F' > 0$, e onde P^T é o nível de preços percebido pelos trabalhadores. Se os empresários investirem mais em informação, e os erros de percepção dos preços forem menores do que os dos trabalhadores, a variância dos deslocamentos da curva de oferta no plano (S, N^*) será maior do que a dos deslocamentos da curva de demanda. Ver Almonacid (1978).

definição de salários interfere com a avaliação das flutuações cíclicas, sendo portanto conveniente trabalharmos com as quatro séries resultantes.

Na tabela 9 estão as estimativas de alguns modelos de defasagens distribuídas que descrevem a associação entre as taxas mensais de variação dos salários dessazonalizados e de ρ . Quando os salários são definidos dividindo a folha pelo pessoal empregado, o coeficiente de regressão de $\rho(t)$ é positivo e significativamente diferente de zero, e quando eles são definidos dividindo a folha pelo total de horas trabalhadas ele é negativo e significativamente diferente de zero. A direção da resposta dos salários aos choques provenientes do produto, quando nos concentramos nas freqüências altas, depende da definição de salários reais utilizada. Mas em todos os quatro casos as elasticidades de longo prazo de S_j^i com relação a ρ são positivas, produzindo sempre correlações positivas entre as taxas de variação do produto, e dos salários nas freqüências mais baixas.²⁵ São resultados que poderiam sugerir que, independentemente de qual o sinal da correlação instantânea entre as taxas de variação do produto e dos salários reais, estes teriam movimentos pró-cíclicos..

Tabela 9
Relações entre as taxas de variação dos salários reais
e as taxas de variação do produto real

	Variáveis dependentes			
	S_n^a	S_h^a	S_n^c	S_h^c
Constante	0,0002 (0,070)	0,0001 (0,443)	0,004 (1,303)	0,006 (2,121)
$S_j^i(t-1)$	0,130 (1,880)	0,177 (2,494)	0,068 (0,960)	0,061 (0,863)
$S_j^i(t-2)$	-0,166 (2,444)	-0,226 (3,457)	-0,259 (3,679)	-0,307 (4,823)
$S_j^i(t-3)$	-0,194 (2,779)	-0,128 (1,963)	-0,104 (1,496)	-0,126 (1,995)
$S_j^i(t-4)$	-0,143 (2,039)	-0,246 (3,926)	-0,099 (1,416)	-0,184 (2,953)
$\rho(t)$	0,287 (4,624)	-0,154 (2,502)	0,258 (4,029)	-0,177 (3,039)
$\rho(t-1)$	0,245 (3,806)	0,428 (6,604)	0,300 (4,357)	0,417 (6,705)
$\rho(t-2)$	-	-0,004 (0,052)	0,170 (2,507)	0,056 (0,826)
R^2	0,266	0,321	0,251	0,349
DW	2,043	1,964	2,004	2,011
F	11,584	12,913	9,129	14,632
Q(20)	7,43	16,22	25,71	24,96

Nota: Os números entre parênteses logo abaixo dos coeficientes são os valores da estatística *t* de Student.

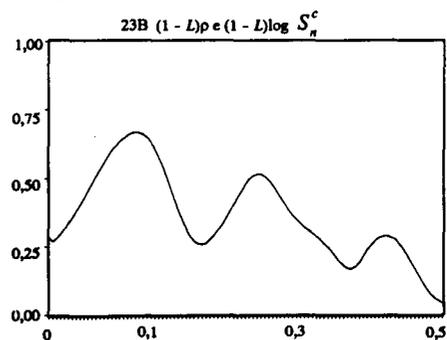
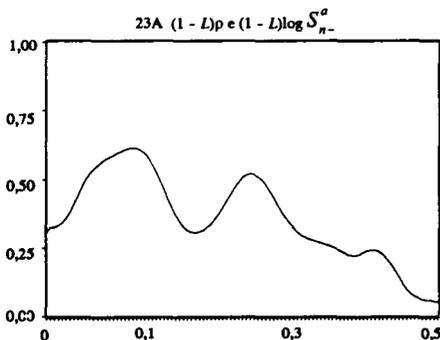
²⁵ As elasticidades de longo prazo são: primeira coluna — 0,387; segunda coluna — 0,190; terceira coluna — 0,522; quarta coluna — 0,190.

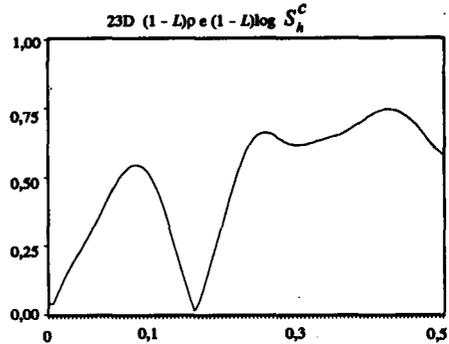
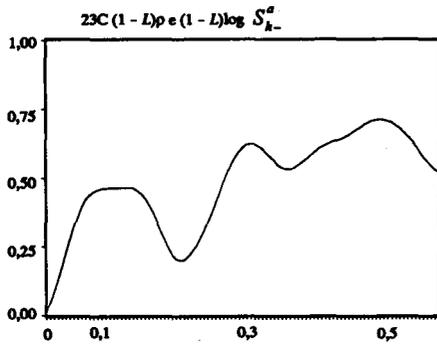
Tais são, contudo, resultados muito pobres. Apenas uma das quatro equações mostra um Q de Ljung-Box indicativo de resíduos seguindo um ruído branco e, o que é mais importante, os coeficientes estimados são claramente instáveis. A soma cumulativa de quadrados dos resíduos mostra sinais evidentes de instabilidade nas quatro equações; a estimação recursiva dos coeficientes de $\rho(t)$ mostra que embora eles difiram significativamente de zero para a amostra integral, não diferem de zero para todos os tamanhos de amostra anteriores a 1990. Finalmente o teste de Chow para a estabilidade dos coeficientes a rejeita para as quatro equações. Ou seja, se tivéssemos truncado a nossa amostra ao final de 1989, por esse caminho não teríamos qualquer indicação sobre se os salários seriam pró-cíclicos ou contracíclicos. Sequer seria possível concluir que as correlações instantâneas entre $\rho(t)$ e qualquer uma das quatro medidas de salários reais seriam positivas ou negativas.

As quatro figuras mostram as coerências entre as taxas de variação de salários reais e as do produto real. Quando a folha nominal de salários é dividida pelo total de horas trabalhadas (figuras 23C e 23D), aparecem coerências relativamente mais altas (embora as correlações sejam negativas) nas frequências mais elevadas, uma queda abrupta declinando quase a zero entre as frequências $\lambda = 0,15$ e $\lambda = 0,20$, um pico isolado atingindo um valor próximo de 0,6 um pouco acima da frequência $\lambda = 0,10$, para depois declinar para próximo de zero monotonicamente quando as frequências se aproximam de zero. A frequência $\lambda = 0,12$, onde aproximadamente a coerência é mais alta nas frequências baixas, implica um período de oscilação de $1/0,12 = 8,33$ meses, menor do que um ano, e para frequências abaixo de 0,05, com períodos superiores a 20 meses, elas tendem rapidamente a zero. O período verificado na concentração espectral do emprego, que reproduz os ciclos do produto, concentra-se nas frequências mais baixas ainda, onde aquelas coerências são menores. Um resultado semelhante é obtido quando consideramos as coerências entre o produto e os salários, quando estes são definidos dividindo a folha de salários pelo total de pessoas empregadas (figuras 23A e 23B). O pico das coerências nas frequências baixas se dá na mesma periodicidade anterior, e embora as coerências nas frequências altas declinem (com correlações positivas) nas frequências abaixo de $\lambda = 0,5$, as coerências são superiores ao caso anterior, embora ainda pequenas.

Se alguma indicação surge destas evidências, é a de que os salários não são nem pró-cíclicos nem contracíclicos.

Figuras 23
Coerências entre as taxas de variação do produto e dos salários reais





6. Conclusões

As flutuações do nível de emprego são predominantemente de baixa frequência ou de períodos mais longos, revelando as oscilações cíclicas presentes na atividade industrial. Elas são encontradas também nas vendas reais, na produção e nas horas trabalhadas por empregado, mas nestas as flutuações de alta frequência são predominantes.

A produção responde com grande velocidade aos impulsos provenientes das vendas reais, que é um indicador antecedente de seu comportamento. A curto prazo a produção se ajusta alterando as horas trabalhadas por empregado e quase sem modificar o nível de emprego, que responde aos estímulos provenientes das vendas ou da produção com uma defasagem média longa. A presença de ciclos nas flutuações passadas da atividade industrial pode ser facilmente constatada observando o nível de emprego. Embora este seja um excelente indicador dos ciclos que já ocorreram, é um péssimo indicador dos movimentos oscilatórios que estão presentemente ocorrendo. Ou seja, observando o nível de emprego presente é impossível saber se as flutuações do produto já estão mudando de velocidade ou de direção, porque o nível presente do emprego reflete o comportamento dos níveis passados do produto e das vendas.

Como as flutuações do produto antecedem as do emprego, a produtividade da mão-de-obra apresenta um comportamento pró-cíclico — ela declina na recessão e cresce nas fases de recuperação. Os pontos de reversão da produtividade coincidem com os do produto, e ocorrem antes dos verificados no nível de emprego. Como o nível de emprego ainda persiste declinando ou mantém-se relativamente estável depois que o produto já começou a crescer, a produtividade média da mão-de-obra tende a iniciar uma fase de crescimento quando o nível de emprego ainda está declinando próximo do ponto mínimo da recessão. Quanto aos salários reais, não é possível dizer se têm um comportamento pró-cíclico ou contracíclico.

Subsetores industriais têm um comportamento que mimetiza o agregado da indústria. Mas ainda que as flutuações de baixa frequência do emprego sejam semelhantes, as amplitudes das oscilações diferem e os deslocamentos de fase são relevantes. O comportamento das amplitudes setoriais é o esperado — flutuam com maior amplitude as produções dos setores de bens de capital e de bens de consumo durável, e com menor amplitude setores como o de alimentos.

Referências bibliográficas

- Amadeo, E. J. & Valls Pereira, P. L. Variáveis distributivas e ciclo econômico: um estudo para a indústria brasileira entre 1976 e 1985. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 21(2), ago. 1991.
- Almonacid, R. D. A equação suprimida e a função de oferta agregada. *Revista Brasileira de Economia*, 32(4), out./dez. 1978.
- Brockwell, P. J. & Davis, R. A. *Time series: theory and methods*. New York, Springer Verlag, 1987.
- Campbell, J. Y. & Mankiw, N. G. Are output fluctuations transitory? *Quarterly Journal of Economics*, Nov. 1987.
- ____ & Perron, P. *Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots*. 1991. (NBER Technical Working Paper, 100.)
- Dunlop, J. T. The movement of real and money wage rates. *Economic Journal*, 49, 1938.
- Fishman, J. S. *Spectral methods in econometrics*. Cambridge, Mass, Harvard University Press, 1969.
- Frisch, R. Propagation problems and impulse problems in dynamic economics. In: *Economic essays in honor of Gustav Cassel*. London, Allen and Unwin, 1933.
- Geweke, J. Measurement of linear dependence and feedback between multiple time series. *Journal of the American Statistical Association*, 77(378), June 1982.
- Gottman, J. M. *Time series analysis: a comprehensive introduction for social scientists*. Cambridge University Press, 1981.
- Granger, C. W. The typical spectral shape of an economic variable. *Econometrica*, 34(1), 1966.
- ____. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 1969.
- Jenkins, G. M. & Watts, D. G. *Spectral analysis and its applications*. S. Francisco, Holden Day, 1969.
- Keynes, J. M. Relative movements of real wages and output. *Economic Journal*, 49, 1939.
- Lucas, R. E., Jr. Capacity, overtime and empirical production functions. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 60 (2), 1970.
- ____. *Understanding business cycles*. Carnegie-Rochester Conference on Public Policy, 1977.
- Mitchie, J. *Wages in the business cycles: an empirical and methodological analysis*. London, Frances Pinter, 1987.
- Moore, H. L. *Economic cycles: their law and cause*. N. York, Augustus M. Kelley, 1967.
- Nelson, C. R. & Kang, H. Spurious periodicity in inappropriately detrended time series. *Econometrica*, 49, 1981.
- ____ & Plosser, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982.
- Sargent, T. R. *Macroeconomic theory*. 2 ed. Academic Press, 1987.
- Sims, C. A. Money, income and causality. *American Economic Review*, 62, 1972.
- Slutzky, E. The summation of random causes as the source of cyclic processes. *Econometrica*, 5, 1937.
- Tarshis, L. Changes in real and money wage rates. *Economic Journal*, 49, 1939.

Anexo

A fonte dos dados do produto do setor manufatureiro é a Fundação IBGE; do índice de preços por atacado da indústria é a Fundação Getúlio Vargas; do índice de preços ao consumidor é a Fipe e das demais séries é a Fiesp.

As séries dessazonalizadas são as dos logaritmos dos valores brutos de cada variável, sendo que cada uma foi obtida através de

$$Z(t) = Y(t) - \Gamma(t)$$

onde $Y(t)$ é a série dos logaritmos e $\Gamma(t)$ é o índice sazonal. Como o período da sazonalidade é de 12 meses, inicia-se calculando a média móvel centrada

$$\hat{m}(t) = 12^{-1} \{0,5Y(t-6) + Y(t-5) + \dots + Y(t+5) + 0,5Y(t+6)\}$$

para $6 < t \leq T-6$. Para cada mês $j = 1, 2, \dots, 12$ calcula-se a média dos desvios $d = (Y - \hat{m})$, e como a soma dos valores mensais dessas médias em geral difere da unidade, o índice sazonal é dado por

$$\Gamma(j) = d(j) - 12^{-1} \sum d(j)$$

Os índices sazonais estão na tabela, e todos têm comportamento muito semelhante, embora as amplitudes difiram significativamente. A série do emprego tem a sazonalidade menos acentuada e a segunda menos forte é a das horas trabalhadas por empregado.

Para todas as séries foi realizada a análise que é exposta a seguir para o produto industrial. As figuras A1 e A2 mostram os coeficientes de autocorrelação para as taxas mensais de variação do produto sem remover a sazonalidade, à esquerda, e removendo a sazonalidade, à direita. Nas figuras A3 e A4 estão os respectivos espectros. Na figura A5 estão as coerên-

Tabela A
Índices de sazonalidade

Mês	Vendas	Produto	Utilização de capacidade	Horas por empregado	Horas totais	Emprego
1	-0,095593	-0,08246	-0,009867	-0,033652	-0,036403	-0,002751
2	-0,105497	-0,119628	-0,015063	-0,045392	-0,046803	-0,001411
3	-0,020130	-0,027855	-0,002872	0,015180	0,014781	-0,000399
4	-0,078073	-0,085596	-0,025203	-0,032723	-0,034602	-0,001889
5	0,019757	0,001706	0,000214	0,014937	0,014556	-0,000391
6	0,025744	0,033751	0,003093	0,003733	0,003390	-0,000342
7	0,038262	0,064919	0,009979	0,022071	0,023282	0,001201
8	0,081215	0,091264	0,016908	0,041144	0,042912	0,001768
9	0,074176	0,065090	0,011929	0,009647	0,011801	0,002154
10	0,083109	0,100066	0,020299	0,038346	0,041615	0,003269
11	0,018103	0,026227	0,010444	0,005308	0,007587	0,002280
12	-0,041068	-0,067680	-0,019861	-0,038613	-0,042118	-0,003494

Figura A1

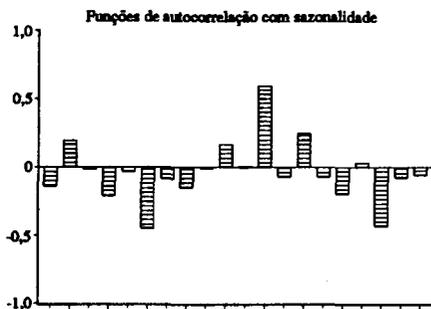


Figura A2

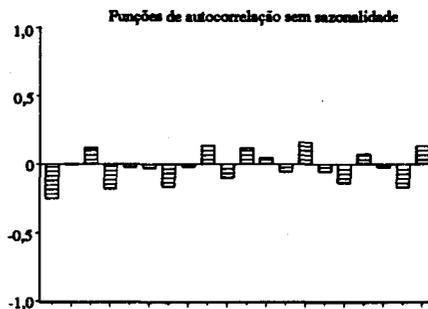


Figura A3

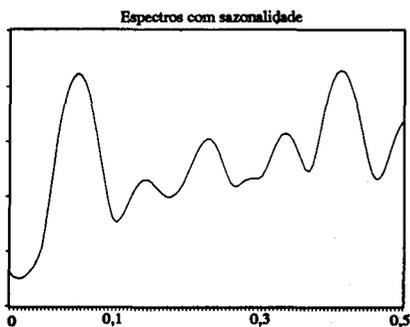


Figura A4

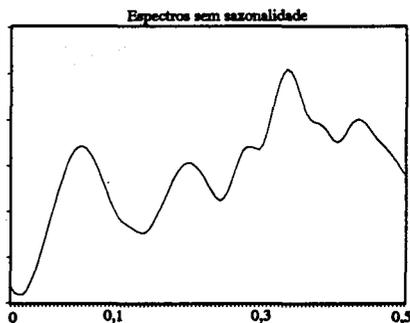


Figura A5

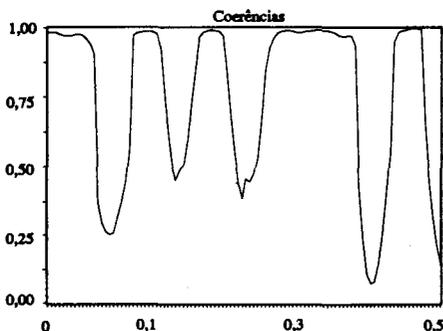
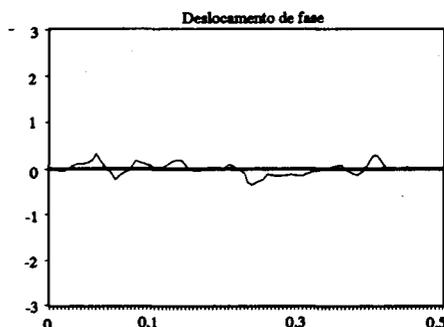


Figura A6



cias entre as taxas mensais de variação com e sem sazonalidade, e na figura A6 estão os deslocamentos de fase. Para revelar melhor pequenas alterações nos espectros entre faixas de frequência optamos por uma janela de Parzen com $m = 10$.

As funções de autocorrelação e os espectros mostram que a sazonalidade foi removida, sendo que estes já não apresentam mais concentrações nas frequências da sazonalidade e nos seus harmônicos. As coerências absolutas entre as duas séries declinam sensivelmente nas frequências da sazonalidade e nos seus harmônicos, e o espectro de fase mostra que a dessazonalização não produziu nenhum deslocamento de fase.