

DOCUMENTOS DE TRABALHO

Nº 15

**NOVO INDICADOR COINCIDENTE PARA
A ACTIVIDADE ECONÓMICA**

Por:

Alda Manso Rito ^(*)
Luís Catela Nunes ^(**)

Janeiro, 2000

^(*) Técnica da Direcção-Geral de Estudos e Previsão.

^(**) Professor na Faculdade de Economia, Universidade Nova de Lisboa.

Sumário

Este trabalho tem por objectivo a construção de um novo indicador coincidente para a actividade económica portuguesa, através de algumas modificações na metodologia proposta em Stock e Watson (1989, 1991). Contrariamente a outros estudos para a economia portuguesa, o modelo inclui a taxa de crescimento homóloga do PIB, uma vez que a evolução desta variável deverá estar fortemente correlacionada com o estado da economia. Pretende-se, assim, obter uma maior estabilidade e precisão na estimação do modelo. Por outro lado, visto que os dados do PIB são divulgados com maior desfasamento, foi necessário modificar a formulação clássica do filtro de Kalman, de modo a possibilitar a estimação atempada do indicador coincidente com a informação disponível em cada momento. A metodologia proposta permite ainda a estimação das observações em falta para a evolução do próprio PIB. Os resultados obtidos mostram que a abordagem seguida é bastante satisfatória comparativamente com outros modelos alternativos.

Abstract

This paper intends to produce a new coincident economic indicator for the portuguese economic activity, using some modifications in the methodology in Stock and Watson (1989, 1991). Unlike other studies for the portuguese economy, we have decided to introduce the GDP y-o-y change rate in the model, since the evolution of this variable should be highly correlated with the state of the economy. This way, more stability and precision may be obtained when estimating the model. However, as GDP figures are revealed later, we had to modify the classic formulation of the Kalman filter, allowing for a prompt estimation of the coincident economic indicator using the available information at each point in time. The proposed methodology also allows for the estimation of the missing observations for the GDP behaviour. Results show that the approach followed is very satisfactory when compared with alternative models.

1. Introdução

O acompanhamento da conjuntura económica, o estudo e explicação dos ciclos da actividade económica e a capacidade de previsão de potenciais choques constituem um suporte essencial no debate das políticas económicas e na própria decisão de investimento dos particulares. A precisão e fiabilidade da análise do estado da economia e, conseqüentemente, a exactidão das decisões tomadas dependem, em parte, da qualidade dos instrumentos e das metodologias utilizados.

Desse modo, o objectivo deste trabalho consiste na construção de um instrumento de análise que melhore e facilite o acompanhamento da economia portuguesa. Pretende-se obter, através da agregação de um conjunto de indicadores de conjuntura, uma medida sumária e rapidamente disponível que descreva o estado corrente da actividade económica. Este importante instrumento analítico, geralmente denominado por indicador coincidente da actividade económica (IC), é correntemente utilizado noutros países e organizações internacionais, sendo em Portugal, produzido, entre outros, pelo Banco de Portugal e pelo INE.

Optou-se por utilizar a metodologia de Stock e Watson (1989, 1991) cujo principal instrumento de estimação é o filtro de Kalman, tendo sido o método igualmente utilizado pelo Banco de Portugal (Dias, 1993). O principal contributo deste trabalho consiste na utilização da taxa de crescimento homóloga do Produto Interno Bruto (PIB) como uma das variáveis *input* do modelo. Esta particularidade, já testada por Garrat e Hall (1996), confere ao modelo maior estabilidade e precisão, uma vez que o PIB está fortemente correlacionado com a actividade económica. Neste trabalho mostramos como é possível estimar o IC, mesmo quando algumas das séries estão apenas disponíveis com alguns períodos de desfaseamento, tornando-se também possível obter estimativas das observações em falta. Deste modo, com a metodologia proposta, é possível produzir o IC atempadamente e, em simultâneo, estimar as observações do crescimento do PIB que em regra geral estão apenas disponíveis com vários trimestres de atraso.

De seguida, descreve-se brevemente o modelo utilizado, apresentando as linhas gerais e as principais hipóteses. Em secções posteriores descreve-se a sua aplicação ao caso da economia portuguesa e discutem-se os resultados obtidos comparativamente com outros modelos alternativos. A última secção apresenta as principais conclusões deste trabalho.

2. O Modelo

Tal como em Stock e Watson (1989, 1991), o objectivo de um modelo para o indicador coincidente é a estimação de uma variável não observável, geralmente denominada por *estado da economia*, que resulta da captura de um movimento comum entre diferentes séries de variáveis macroeconómicas suficientemente abrangentes de toda a actividade económica. Seja Y_t um vector de dimensão $n \times 1$ das variáveis seleccionadas. O modelo tem a seguinte forma:

$$(1) Y_t = \beta + \gamma C_t + u_t$$

$$(2) \phi(L) C_t = \delta + \eta_t$$

$$(3) D(L) u_t = \varepsilon_t$$

Os elementos de Y_t têm duas componentes estocásticas; uma componente comum que resulta do valor contemporâneo da variável estado da economia C_t , e outra proveniente de movimentos idiossincráticos das séries dada pelo vector $u_t = (u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{nt})'$. Ambas as componentes seguem processos autoregressivos de ordem finita com $\phi(L)$ um polinómio escalar de ordem p no operador de desfasamento L , e $D(L)$ uma matriz de polinómios de ordem k em L . Por hipótese, todas as raízes destes polinómios estão fora do círculo unitário¹. δ é uma constante, enquanto β e γ são vectores $n \times 1$ de constantes. Como por hipótese os co-movimentos das séries apenas resultam da variável não observável C_t , assume-se que a matriz $D(L)$ é diagonal e que η_t e ε_t são ruídos brancos não correlacionados:

$$D(L) = \text{diag}(d_1(L), d_2(L), \dots, d_n(L))$$

$$E[\zeta_t \zeta_t'] = \Sigma = \text{diag}(\sigma_\eta^2, \sigma_{\varepsilon_1}^2, \sigma_{\varepsilon_2}^2, \dots, \sigma_{\varepsilon_n}^2)$$

em que

$$d_j(L) = 1 - d_{j1}L - \dots - d_{jk}L^k, \quad j = 1, \dots, n$$

$$\zeta_t = (\eta_t \varepsilon_t)'$$

Por uma questão de identificação do modelo é feita a normalização $\sigma_\eta^2 = 1$.

2.1. O Filtro de Kalman

Stock e Watson (1991) mostram que o modelo acima pode ser estimado através do método da máxima verosimilhança recorrendo ao filtro de Kalman. Para que se possa utilizar esta técnica, é ainda necessário reescrever o modelo sob a representação estado-espaco. A equação de medida (4) descreve a relação entre as variáveis observáveis, Y_t , e as variáveis estado não observáveis, C_t , u_t e seus desfasamentos; a equação de transição (5) descreve a evolução das variáveis estado:

$$(4) Y_t = \beta + Z\alpha_t$$

$$(5) \alpha_t = \mu_\alpha + T \alpha_{t-1} + R\zeta_t$$

em que

$$(6) \alpha_t = [C_t, C_{t-1}, \dots, C_{t-p+1}, u_t', \dots, u_{t-k+1}']'$$

¹ Todas as variáveis Y_t neste modelo são estacionárias. Deste modo, C_t no nosso modelo corresponde a ΔC_t em Stock e Watson (1991).

$$(7) Z = [\gamma \ 0_{n \times (p-1)} \ I_n \ 0_{n \times n(k-1)}]$$

$$(8) \mu_\alpha = (\delta \ 0_{1 \times (p+nk-1)})'$$

$$(9) T = \begin{bmatrix} \phi_1 & \dots & \phi_{p-1} & \phi_p & 0 & 0 \\ I_{p-1} & & 0_{p-1 \times 1} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & & 0 & D_1, \dots, D_{k-1} & D_k \\ 0 & & 0 & I_{n(k-1)} & 0 \end{bmatrix}$$

$$(10) D_i = \text{diag} (d_{1i}, \dots, d_{ni}), \quad i = 1, \dots, k$$

$$(11) R = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0_{p-1 \times 1} & 0 \\ 0 & I_n \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$$

O filtro de Kalman permite obter recursivamente estimativas de erro quadrático médio mínimo do vector de estado não observado α_t . Sejam $\alpha_{t|s}$ a estimativa de α_t baseada em (Y_1, \dots, Y_s) , e $P_{t|s} = E[(\alpha_{t|s} - \alpha_t)(\alpha_{t|s} - \alpha_t)']$. O filtro consiste na utilização, de uma forma sequencial e recursiva, de dois tipos de equações. As equações de previsão

$$(12) \alpha_{t|t-1} = \mu_\alpha + T \alpha_{t-1|t-1}$$

$$(13) P_{t|t-1} = T P_{t-1|t-1} T' + R \Sigma R'$$

e as de actualização

$$(14) \alpha_{t|t} = \alpha_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z'(F_t)^{-1} v_t$$

$$(15) P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z'(F_t)^{-1} Z P_{t|t-1}$$

em que

$$(16) F_t = E[v_t v_t'] = Z P_{t|t-1} Z'$$

$$(17) v_t = Y_t - Y_{t|t-1}$$

$$(18) Y_{t|t-1} = \beta + Z \alpha_{t|t-1}$$

Para iniciar o filtro de Kalman pode-se utilizar para $\alpha_{1|0}$ e para $P_{1|0}$ o valor esperado não condicional de α_t e a sua matriz de covariância respectivamente. Em alternativa, como é sugerido em Stock e Watson (1991), pode ser utilizada uma matriz constante arbitrária.

Assumindo erros Gaussianos e que todas as variáveis estão disponíveis para a amostra $t=1, \dots, T$, é possível estimar os parâmetros do modelo maximizando numericamente a função de verosimilhança dada (a menos de uma constante aditiva) por

$$(19) L \propto -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T v_t' F_t^{-1} v_t - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln |F_t|$$

A escolha das ordens dos polinómios de desfasamento, p e k , pode ser efectuada através de testes à significância dos parâmetros autoregressivos, e à autocorrelação das inovações v_t .

2.2. Estimação do Indicador Coincidente com Algumas Séries não Disponíveis

Como já foi referido, uma das variáveis incluídas no modelo do IC deste trabalho foi a taxa de crescimento homóloga do PIB, para a qual as últimas observações estão em geral apenas disponíveis com um desfasamento de vários trimestres em relação às restantes variáveis. Este facto obriga a algumas modificações à metodologia apresentada na secção anterior na utilização do filtro de Kalman.

Considere-se o caso geral em que num dado período t as observações de algumas das variáveis incluídas no modelo não estão disponíveis. Sem perda de generalidade suponha-se que as primeiras m ($1 < m < n$) variáveis Y_{1t}, \dots, Y_{mt} são observadas enquanto que as restantes $n-m$ variáveis Y_{m+1t}, \dots, Y_{nt} não estão disponíveis. Deste modo, a equação de medida (4) deverá ser reescrita de modo a ter em conta que apenas parte das variáveis são observadas. O vector Y_t pode ser escrito como $Y_t = (Y_t^1, Y_t^2)'$ em que $Y_t^1 = (Y_{1t}, \dots, Y_{mt})'$ e $Y_t^2 = (Y_{m+1t}, \dots, Y_{nt})'$. Também a matriz Z pode ser escrita como $Z = (Z^1, Z^2)'$ em que Z^1 e Z^2 são as matrizes que se obtêm eliminando respectivamente as últimas $n-m$ e as primeiras m linhas de Z . A nova equação de medida utilizando apenas as variáveis observadas em t vem dada por

$$(4') Y_t^1 = Z^1 \alpha_t.$$

A estimativa de α_t baseada em $(Y_1, \dots, Y_{t-1}, Y_t^1)$ pode ser calculada utilizando o filtro de Kalman com a nova equação de medida (4'). As equações de actualização virão dadas por

$$(14') \alpha_{t|t} = \alpha_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z^1 (F_t^1)^{-1} v_t^1$$

$$(15') P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z^1 (F_t^1)^{-1} Z^1 P_{t|t-1}$$

em que

$$(16') F_t^1 = E[v_t^1 v_t^{1'}] = Z^1 P_{t|t-1} Z^1$$

$$(17') v_t^1 = Y_t^1 - Y_{t|t-1}^1$$

$$(18') Y_{t|t-1}^1 = Z^1 \alpha_{t|t-1}$$

Uma vez que $Y_t^2 = Z^2 \alpha_t$, a estimativa de Y_t^2 baseada em $(Y_1, \dots, Y_{t-1}, Y_t^1)$ vem dada por

$$(19) Y_{t|t}^2 = Z^2 \alpha_{t|t} .$$

Para uma amostra de dimensão T em que, para as últimas q observações, apenas estão disponíveis os valores para as variáveis Y_t^1 , é possível estimar todas as variáveis não observadas. Utilizando as equações de previsão (12) e (13) e as novas equações de actualização (14') e (15'), é possível obter recursivamente $\alpha_{t|t}$ e $Y_{t|t}^2$ para $t = T-q+1, \dots, T$. Estas iterações permitem ainda calcular os valores de v_t^1 e F_t^1 e obter a função de verosimilhança para toda a amostra

$$(20) L \propto -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T-q} v_t' F_t^{-1} v_t - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T-q} \ln |F_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=T-q+1}^T v_t' F_t^{-1} v_t - \frac{1}{2} \sum_{t=T-q+1}^T \ln |F_t|$$

Deste modo, é possível obter estimativas de máxima verosimilhança para os parâmetros do modelo, e estimar os valores das variáveis não disponíveis na parte final da amostra.

3. Indicador Coincidente para o Estado da Economia em Portugal

Nesta secção, é construído um indicador coincidente para o estado da economia em Portugal. A metodologia adoptada é a apresentada na secção anterior que permite, no contexto do modelo de Stock e Watson (1991), estimar o indicador coincidente mesmo quando para algumas das séries ainda não estejam disponíveis as últimas observações.

3.1. Selecção das séries

A escolha das variáveis a integrar o modelo deve ser cuidadosa e ter em conta alguns aspectos importantes:

- O grau de correlação contemporânea com a actividade económica.
- A disponibilidade atempada da informação.
- O grau de cobertura da actividade económica alcançado.

De facto, dado que se pretende obter uma medida que descreva o estado geral da economia portuguesa em “tempo real”, é importante que as variáveis escolhidas englobem a maior parte dos sectores da actividade económica e que exibam comportamentos que acompanhem, em paralelo, os ciclos económicos, atingindo pontos máximos e mínimos sensivelmente ao mesmo tempo.

Por outro lado, as séries devem ser suficientemente longas para se poder efectuar uma análise dos ciclos económicos. Neste trabalho, impôs-se como limite mínimo para o início das séries o ano de 1977. Ano que coincide com a publicação das novas contas nacionais do INE e o início da publicação dos inquéritos à indústria e ao comércio.

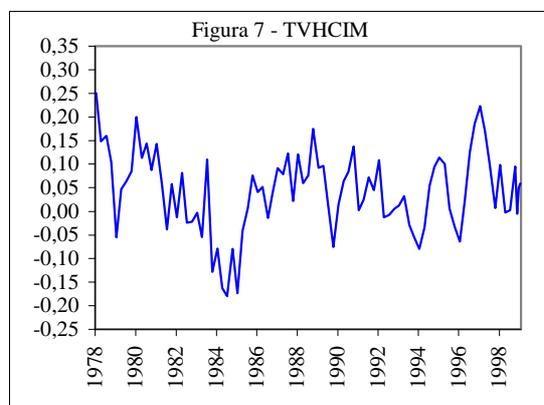
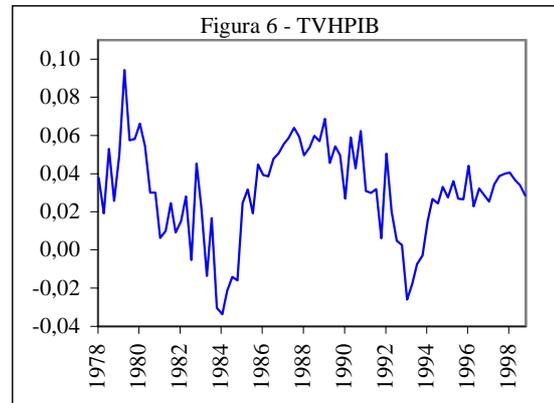
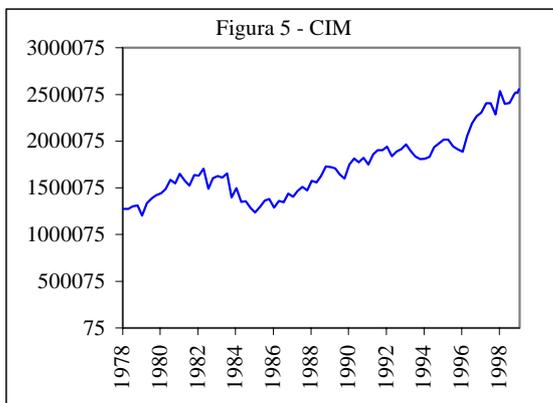
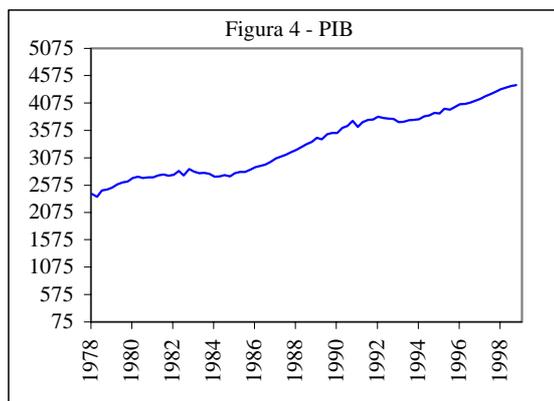
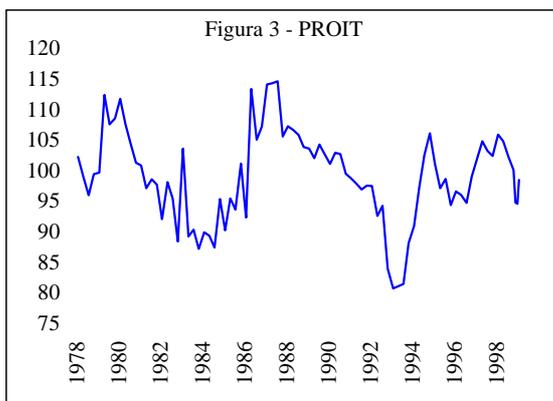
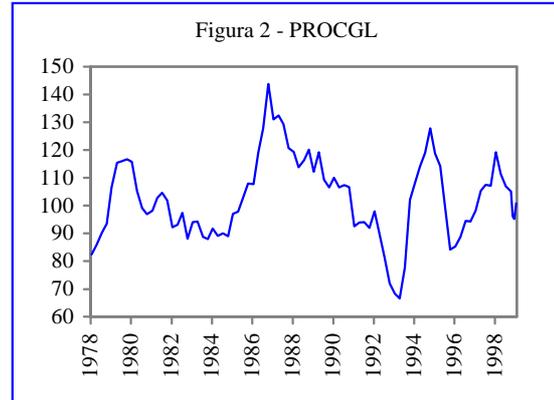
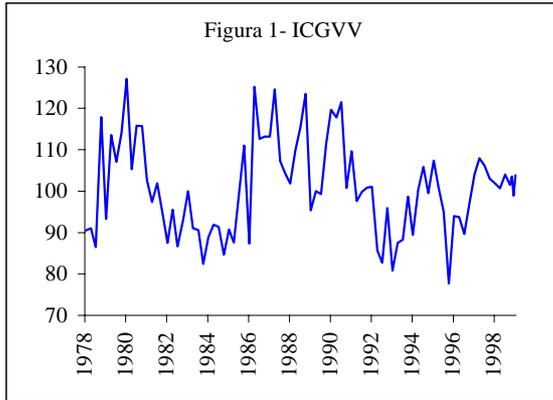
Dada a carência de séries longas infra-anuais, a escolha ficou, logo à partida, bastante limitada, tendo-se optado utilizar séries trimestrais, uma vez que as séries mensais são

mais escassas. Quando as séries tinham periodicidade mensal, procedeu-se à sua trimestralização por média simples.

A maior parte das variáveis analisadas são constituídas por resultados de inquéritos do INE, por existirem séries longas a partir de 1977 e por serem fácil e rapidamente disponíveis, tendo sido transformadas em índices, de acordo com a metodologia descrita em Santos (1986). Depois de todas as séries terem sido dessazonalizadas pelo método X-11, prosseguiu-se à selecção das variáveis a incluir no modelo através da análise da estacionaridade e da observação do comportamento de cada uma face aos ciclos económicos.

As variáveis escolhidas foram o volume de cimento vendido (CIM), os resultados do inquérito do INE ao comércio sobre as vendas no comércio por grosso (ICGVV) e os resultados do inquérito do INE à indústria transformadora sobre a procura global (PROCGL) e a produção actual (PROIT). Embora os serviços não estejam suficientemente representados, essencialmente devido à falta de dados disponíveis, esta combinação de séries permite reunir informação proveniente da maior parte dos sectores da actividade económica (indústria, comércio e construção). Decidiu-se ainda incluir o Produto Interno Bruto (PIB a preços constantes), pois esta variável deverá estar fortemente relacionada com o estado geral da economia. Por exemplo, Garratt e Hall (1996) também apresentaram um modelo com esta variável incluída. O facto de esta série ser, regra geral, disponibilizada com bastante atraso não impede que se calcule o IC atempadamente como se mostrou na secção 2.2.

As variáveis qualitativas ICGVV, PROCGL e PROIT cujas séries se apresentam nas Figuras 1-3 têm um comportamento estacionário confirmado pelos testes de raízes unitárias no Quadro 1.a. Dado o comportamento não estacionário das séries PIB e CIM, apresentadas nas Figuras 4 e 5, estudou-se a possibilidade de existir uma relação de cointegração entre estas. Os resultados, apresentados no Quadro 1.b, não permitem rejeitar a hipótese de não cointegração. Deste modo, não obstante os resultados dos dois testes de raiz unitária não serem concordantes, utilizaram-se as taxas de variação homóloga dessas séries, TVHPIB e TVHCIM, apresentadas nas Figuras 6 e 7.



Fonte: INE, SECIL e CIMPOR para as vendas de cimento

Quadro 1.a
Testes de raiz unitária

	ICGVV*	PROGCL*	PROIT*	PIB**	CIM**
Estatística ADF	-3.2803	-3.6706	-3.5158	-2.4250	-1.3647
N. de desfasamentos	1	2	3	4	1
Valor crítico a 5%	(-2.894)	(-2.894)	(-2.894)	(-3.4639)	(-3.460)
Estatística PP	-5.4482	-2.9826	-3.4671	-1.5728	-1.9077
Valor crítico a 5%	(-2.894)	(-2.894)	(-2.894)	(-3.461)	(-3.460)

Quadro 1.a (continuação)
Testes de raiz unitária

	TVHPIB*	TVHCIM*
Estatística ADF	-2.7912	-2.3126
N. de desfasamentos	7	4
Valor crítico a 5%	(-2.900)	(-2.897)
Estatística PP	-3.7257	-5.1890
Valor crítico a 5%	(-2.896)	(-2.895)

Notas: ADF: teste Augmented Dickey-Fuller com o número de desfasamentos escolhido através de testes de significância individual a 5% a partir de um máximo de 8 desfasamentos. PP: teste Phillips-Perron com “truncation lag” igual a 3.

* Hipótese alternativa: estacionaridade em torno de uma constante.

** Hipótese alternativa: estacionaridade em torno de uma tendência.

Quadro 1.b
Teste de cointegração de Johansen entre PIB e CIM

H ₀ : Núm. de relações de cointegração = p	Estatística do Máximo	Valor Crítico a 5%	Estatística do Traço	Valor Crítico a 5%
p = 0	3.767	14.1	4.261	15.4
p ≤ 1	0.493	3.8	0.493	3.8

Nota: Testes para um VAR em diferenças com 4 desfasamentos e uma constante irrestrita.

3.2. Resultados da estimação

Utilizando a metodologia apresentada na secção 2.2, o modelo dado pelas equações (1)-(3) foi estimado utilizando como variáveis Y_t as séries ICGVV, PROGCL, PROIT, TVHPIB e TVHCIM. A amostra utilizada começa no primeiro trimestre de 1978, e termina no quarto trimestre de 1998 para a série TVHPIB, e no terceiro trimestre de 1999 para as restantes séries. Todas as séries foram previamente normalizadas subtraindo as médias e dividindo pelos desvios-padrões. Deste modo, é possível eliminar do modelo a estimar os parâmetros β e δ .

Através da análise de testes de significância dos parâmetros foram adoptados processos autoregressivos de ordem 1 para as componentes indiossincráticas das variáveis PROGCL e PROIT, de ordem 4 para TVHPIB e de ordem 5 para TVHCIM. Em relação a ICGVV não foi incluída nenhuma componente autoregressiva. Para a variável C_t , adoptou-se um processo autoregressivo de ordem 2. Os resultados obtidos estão

expostos no quadro 2, sendo possível constatar que todos os parâmetros estimados são claramente significativos.

Quadro 2
Resultados da estimação do modelo

Parâmetros	Variáveis				
	ICGVV	PROCGL	PROIT	TVHPIB	TVHCIM
γ_i	0.1667 (5.276)	0.2125 (5.188)	0.2125 (6.126)	0.1892 (5.386)	0.1051 (3.012)
$\sigma_{\varepsilon_i}^2$	0.4640 (6.389)	0.1264 (5.745)	0.1181 (4.832)	0.2165 (6.072)	0.4321 (6.531)
d_{i1}	0.000 -	0.7439 (9.399)	-0.3544 (-2.762)	0.1895 (1.830)	0.4667 (4.758)
d_{i2}	0.000 -	0.000 -	0.000 -	0.2684 (2.703)	0.3088 (3.073)
d_{i3}	0.000 -	0.000 -	0.000 -	0.3170 (3.183)	-0.2211 (-2.146)
d_{i4}	0.000 -	0.000 -	0.000 -	-0.4331 (-4.026)	-0.4379 (-4.292)
d_{i5}	0.000 -	0.000 -	0.000 -	0.000 -	0.4270 (-4.262)
$C_t = 1.6229 C_{t-1} - 0.7191 C_{t-2}$ (15.701) (-7.118)					

Nota: Estatísticas t entre parênteses.

Procedeu-se ainda à análise das inovações do modelo, v_t , confirmando-se que estas não apresentavam sinais de autocorrelação, tal como era pretendido. Os resultados estão apresentados no quadro 3.

Quadro 3
Inovações resultantes do filtro de Kalman:
Estatística Q de Ljung-Box

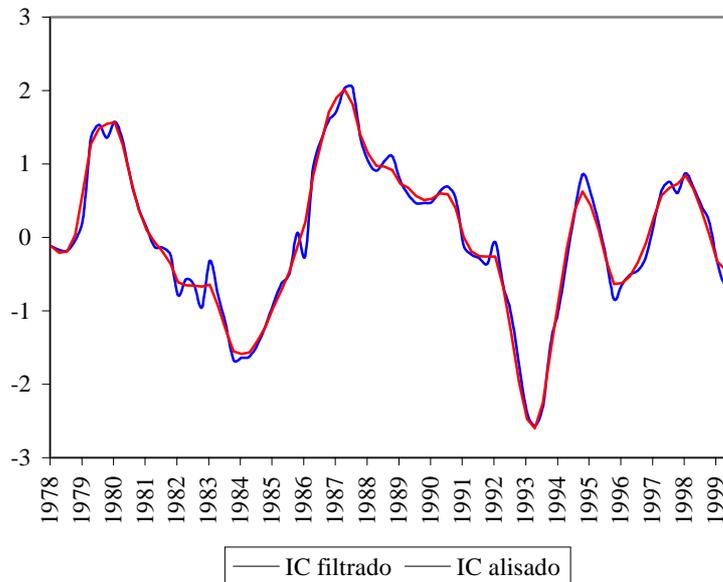
Desfasamentos	Variáveis				
	ICGVV	PROCGL	PROIT	TVHPIB	TVHCIM
1	0.0519 (0.820)	0.0034 (0.953)	1.0609 (0.303)	0.2111 (0.646)	0.0047 (0.945)
4	1.4796 (0.830)	7.1983 (0.126)	2.2462 (0.691)	3.0365 (0.552)	0.8425 (0.933)
8	5.8953 (0.659)	9.1278 (0.332)	3.4897 (0.900)	7.0432 (0.532)	6.0720 (0.639)

Nota: p-values entre parênteses.

3.3. Indicador Coincidente

Para o modelo estimado atrás, utilizou-se a metodologia descrita na secção 2.2 para obter uma estimativa do IC até ao terceiro trimestre de 1999. Aplicando o filtro de Kalman para toda a amostra disponível, obteve-se a série $\alpha_{t|t}$, $t=1, \dots, T$. Estas estimativas de α_t , também conhecidas como estimativas filtradas, utilizam toda a informação disponível até cada momento t . Para obter uma série de estimadores para os α_t que utilizem toda a amostra disponível, utilizou-se o “Kalman smoother” descrito em Harvey (1989). Para esta série de estimativas, conhecidas como estimativas alisadas, utiliza-se a notação $\alpha_{t|T}$. Da equação (6), o primeiro elemento de α_t corresponde a C_t . Deste modo, a partir de $\alpha_{t|t}$ e $\alpha_{t|T}$, obtiveram-se séries para $C_{t|t}$ e $C_{t|T}$ respectivamente. A utilização desta última, denominada por IC alisado, é a mais apropriada, uma vez que utiliza toda a informação disponível. Na Figura 8 apresentam-se os gráficos destas séries.

Figura 8 – Indicador Coincidente da Actividade Económica
(Séries normalizadas)



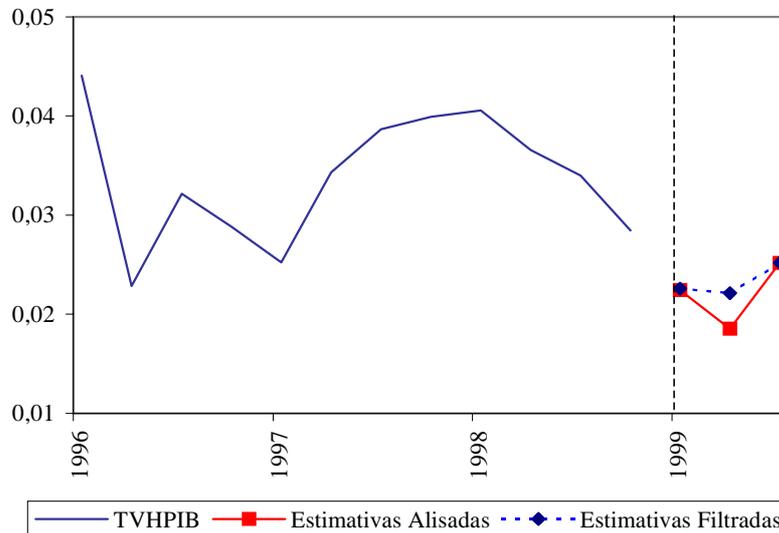
A evolução de ambos os indicadores é bastante próxima, com a estimativa alisada a ter um comportamento menos irregular. O IC é uma medida sintética, cujos níveis não possuem significado em si; a leitura relevante é feita em relação à primeira derivada que se traduz numa aceleração ou desaceleração da actividade económica. Assim, um aumento (uma diminuição) do IC corresponde a uma aceleração (uma desaceleração) do crescimento da economia.

3.4. Estimativas para o Crescimento do PIB

Foi ainda possível obter estimativas da série TVHPIB para o período de 1999:1 a 1999:3. Utilizando a equação (19), calcularam-se as estimativas filtradas. Substituindo $\alpha_{t|t}$ por $\alpha_{t|T}$ nessa equação, obtiveram-se as estimativas alisadas. Uma vez que o modelo foi estimado com todas as variáveis normalizadas, para obter estimativas das séries

originais multiplicaram-se as estimativas obtidas para as séries normalizadas pelos desvios-padrões originais das séries e adicionaram-se as médias originais. Estas estimativas são apresentadas na Figura 9.

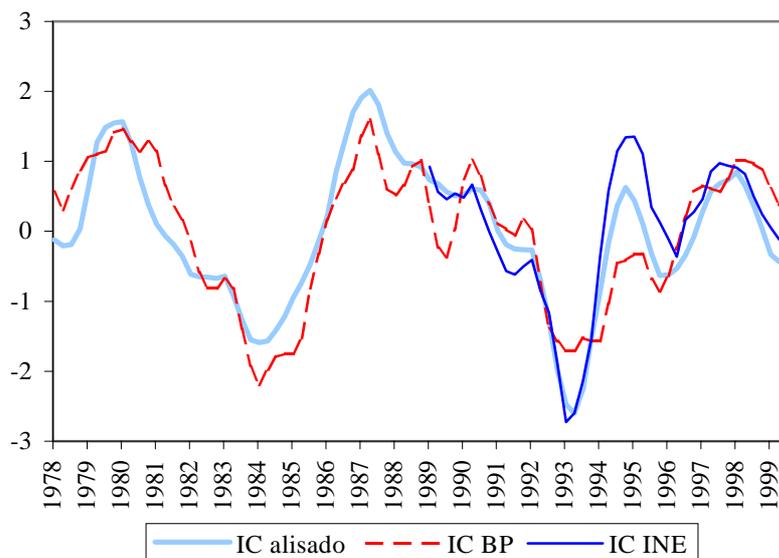
Figura 9 - Estimativas da série TVHPIB para o período 1999:1-1999:3



4. Comparação com outros modelos

Vários outros indicadores coincidentes têm sido apresentados para a economia portuguesa como é o caso dos utilizados pelo Banco de Portugal (BP) e pelo INE. Apesar das metodologias utilizadas serem diferentes, pode observar-se que estes indicadores apresentam andamentos similares ao do IC produzido neste trabalho (Figura 10).

Figura 10 – IC do BP, do INE e alisado (valores normalizados)



Sendo estes indicadores coincidentes estimativas da variável estado da economia não observável, levanta-se o problema de como aferir qual das metodologias apresenta melhores resultados. Por exemplo, em Dias (1993) é feita uma comparação com a evolução do PIB. Tal como é referido, essa foi uma das razões que levaram a que o PIB não fosse utilizado na construção do IC nesse trabalho. No entanto, como também é salientado nesse trabalho, existe uma diferença conceptual entre estas duas variáveis.

No presente trabalho, o crescimento do PIB é modelizado como a soma de uma componente idiossincrática autoregressiva e outra componente proporcional ao IC. Como se mostrou atrás, mesmo que as últimas observações desta variável não estejam disponíveis, é possível estimar o IC e obter estimativas para as observações em falta. Sendo o PIB, ao contrário do estado da economia, uma variável observada, é possível utilizar a amostra já disponível para comparar as estimativas com os valores efectivamente observados. Assim, efectuou-se um estudo retrospectivo para avaliar a qualidade das estimativas da série TVHPIB utilizando o modelo do IC apresentado neste trabalho face a outros métodos alternativos.

Para efectuar a comparação dos vários modelos apresentados mais à frente, os parâmetros de cada um destes modelos foram estimados utilizando os dados até 1988:4. De seguida, utilizando sempre estes mesmos valores para os parâmetros dos vários modelos, produziram-se estimativas da variável TVHPIB para os últimos dez anos da amostra disponível (1989:1 a 1998:4). Deste modo, evita-se o problema de se obterem melhores resultados para os modelos com mais parâmetros, apenas devido a sobreajustamentos na amostra. Os vários modelos considerados são descritos de seguida.

Para o modelo do IC deste trabalho, utilizando a metodologia da secção 2.2, obtiveram-se estimativas do valor de TVHPIB para cada momento t de 1989:1 a 1998:4, utilizando observações desta variável até $t-q$, e até t para as restantes variáveis. Consideraram-se valores de q entre 1 e 4. As estimativas obtidas na secção 3.4 para 1999:3 corresponderiam a um caso em que $q = 3$.

Para aferir do interesse da inclusão da variável TVHPIB, foi utilizado o mesmo modelo do IC mas excluindo essa variável, tal como nos casos dos indicadores coincidentes do Banco de Portugal e do INE. Neste caso não é possível obter directamente estimativas para a variável não incluída no modelo. Assim, a estimativa de TVHPIB em cada momento t foi obtida através de uma mudança de escala do IC estimado pelo filtro de Kalman utilizando observações até t de todas as variáveis deste modelo (ICGVV, PROCGL, PROIT, TVHCIM). Deste modo, em cada momento t , multiplicou-se o valor do indicador coincidente normalizado pelo desvio-padrão da série TVHPIB e adicionou-se a média desta série.

Finalmente, utilizaram-se ainda modelos autoregressivos univariados, AR(1) e AR(4), para produzirem previsões a um passo para TVHPIB. O valor de q nestes casos corresponde a 1.

Como medida da qualidade de estimação utilizou-se a raiz quadrada da média dos quadrados dos erros de estimação (RMSE) no período 1989:1-1998:4. Os resultados são apresentados no Quadro 4.

Quadro 4
RMSE (1989:1-1998:4) das estimativas de TVHPIB para vários modelos

	Modelo						
	IC com TVHPIB	IC com TVHPIB	IC com TVHPIB	IC com TVHPIB	IC sem TVHPIB	AR(1)	AR(4)
	q=1	q=2	q=3	q=4		q=1	q=1
RMSE	0.0112	0.0111	0.0119	0.0126	0.0157	0.0148	0.0138
Índice	95	94	100	106	133	125	117

Nota: Índice de RMSE com o valor 100 correspondente ao caso da secção 3.4 - IC com TVHPIB e $q = 3$.

Como seria de esperar, para o modelo do IC, incluir a série TVHPIB com maiores desfasamentos q , resulta em estimativas de qualidade inferior. No entanto, as estimativas obtidas para este modelo utilizando qualquer um dos valores para q considerados, revelaram-se superiores relativamente aos restantes modelos alternativos. Por exemplo, mesmo com um desfasamento de 4 trimestres, o modelo com TVHPIB incluída mostrou-se superior ao modelo sem esta variável incluída.

Para os modelos AR(1) e AR(4) os resultados situam-se a meio termo entre os obtidos para os modelos do IC com TVHPIB incluída e do IC sem esta série. É importante realçar que em ambos os modelos autoregressivos utilizados, a série TVHPIB estava disponível apenas com um trimestre de desfasamento, e que mesmo assim os resultados são inferiores aos dos modelos do IC com a série disponível com desfasamentos superiores.

5. Conclusões

Uma vez que a evolução do PIB deverá estar fortemente correlacionada com o estado da economia, decidiu-se introduzir no modelo do indicador coincidente a taxa de crescimento homóloga do PIB. Pretendeu-se, assim, obter uma maior estabilidade e precisão na estimação do modelo. O facto de os dados do PIB serem divulgados com algum desfasamento, motivou uma modificação da formulação clássica do filtro de Kalman, de modo a continuar a ser possível obter a estimação atempada do indicador coincidente com a informação disponível em cada momento. A metodologia proposta permite ainda a estimação das observações em falta para a evolução do próprio PIB.

Os resultados obtidos são bastante satisfatórios: o indicador coincidente apresenta um comportamento que acompanha estreitamente os diferentes ciclos económicos da actividade, e a estimativas obtidas para o crescimento do PIB mostram maior qualidade comparativamente com as obtidas utilizando métodos alternativos.

Como pista para um trabalho futuro, na mesma linha da metodologia desenvolvida neste trabalho, poderá ser possível a utilização de combinações de variáveis com periodicidades diferentes, mitigando os problemas geralmente enfrentados aquando da selecção das séries. Poderá, por exemplo, obter-se um indicador coincidente mensal a partir de um modelo com variáveis observadas mensalmente e trimestralmente.

BIBLIOGRAFIA

- Dias, Francisco A. Craveiro (1993), *Um Indicador Coincidente Sintético para o Acompanhamento da Conjuntura Económica*, Banco de Portugal, Boletim Trimestral, n.º 2, 1993.
- Garrat, Anthony e Hall, Stephen G. (1996), *Measuring Underlying Economic Activity*, Journal of Applied Econometrics, Vol 11, 135-151.
- Harvey, A. C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Instituto Nacional de Estatística, Gabinete de Estudos – Área Económica (1997), *Indicadores Coincidentes da Actividade e do Ciclo Económico*, INE, Dezembro de 1997.
- Santos, Emanuel, (1986), *Inquéritos de Conjuntura: Transformação dos Saldos das Respostas Extremas em Índices*, Banco de Portugal, Boletim Trimestral, Junho de 1986.
- Stock, James H. e Watson, Mark W. (1989), *New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators*, NBER Macroeconomics Annual 1989, 351-394.
- Stock, James H. e Watson, Mark W. (1991), *A Probability Model of the Coincident Economic Indicators*, in Kajal Lahiri e Geoffrey H. Moore (eds), *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, 63-85.

ANEXO

As séries analisadas foram as seguintes:

- **Produto Interno Bruto**

Fonte: INE, *Contas Nacionais Trimestrais..*

Unidade: Milhões de contos

1977-1987: Preços constantes de 1990

1988-1998: Preços constantes de 1995

- **Produção Actual**

Fonte: INE, *Inquérito à Indústria Transformadora.*

Unidades: Saldo de respostas extremas, valores não corrigidos de sazonalidade.

1977-1986: Séries Cronológicas Trimestrais.

1986-1999: Séries Cronológicas Mensais (quebra de série em Junho de 1994).

- **Procura Global**

Fonte: INE, *Inquérito à Indústria Transformadora.*

Unidades: Saldo de respostas extremas, valores não corrigidos de sazonalidade.

1977-1996 (primeiro trimestre): Séries Cronológicas Trimestrais (quebra de série no quarto trimestre de 1986)

1996 (segundo trimestre)-1999: Séries Cronológicas Mensais.

- **Vendas no Comércio por Grosso**

Fonte: INE, *Inquérito ao Comércio*

Unidades: Saldo de respostas extremas, valores não corrigidos de sazonalidade

1977-1999: Séries Cronológicas Trimestrais (quebras de série no quarto trimestre de 1989 e no segundo trimestre de 1994).

- **Vendas de Cimento**

Fonte: CIMPOR e SECIL

Unidades: toneladas