

INDICADOR FORO DE CONXUNTURA
ECONÓMICA DE GALICIA

NOTA TÉCNICA

FERNANDO GONZÁLEZ LAXE (COORD.)

JOSÉ FRANCISCO ARMESTO PINA

PATRICIO SÁNCHEZ FERNÁNDEZ

SANTIAGO LAGO PEÑAS

NOTA TÉCNICA

INDICADOR FORO DE CONXUNTURA ECONÓMICA DE GALICIA

Para estimar o estado do ciclo económico dun territorio sobre unha base de tempo real pódense utilizar de indicadores a moi curto prazo do ciclo económico. Estes indicadores teñen o seu precedente xa a mediados do século XX cos indicadores cíclicos de Burns y Mitchell (1946) que foron continuados máis recentemente por Stock e Watson (1991). Dende entón, son frecuentes os traballos deste tipo realizados por institucións tanto oficiais como académicas. Entre estes hai que salientar os traballos para a zona euro de Angelini *et al.* (2008) e para a economía EE.UU de Giannone *et al.* (2008) e Aruoba *et al.* (2009). Para o caso español destacan as propostas de Camacho y Pérez-Quirós (2009), que é ampliada para o contexto europeo, e as de Cuevas e Quillis (2010) e Camacho e Doménech (2011).

Na liña destes indicadores enmárcase o Indicador Foro de Conxuntura Económica de Galicia. A súa pretensión final reside en proporcionar unha ferramenta para o seguimento no curto prazo da evolución da conxuntura económica de Galicia. Nomeadamente, trátase dun in-

dicador sintético construído mediante a aplicación aos datos conxunturais da nosa economía do modelo de análise factorial dinámico (DFA). Este ten como obxectivo representar un conxunto relativamente grande de series iniciais nun conxunto de series de dimensión inferior logrando unha interpretación máis simple e compacta. Deste xeito conséguese representar as series iniciais mediante un conxunto reducido de factores comúns, o que permite gañar interpretabilidade nas series económicas.

O punto de partida temporal do indicador é o mes de xaneiro do ano 1995 na maior parte das series. Asemade, todas as series están deflactadas e corrixiadas de estacionalidade e calendario. Co obxectivo de empregar na análise series estacionarias tomáronse as primeiras diferenzas da serie en logaritmos. Estas diferenzas aproxímanse á taxa de variación mensual. A todas estas series diferenciadas en logaritmos aplicóuselles o test de Dickey e Fuller obtendo que todas son estacionarias.

As series iniciais das que se parte atópanse recollidas na seguinte Táboa.

Series utilizadas

Variable	Fonte	Ano de inicio
Consumo de gasolina e gasóleo	Ministerio de Industria	1995
Exportacións de bens deflactado polo Índice do valor unitario de exportación	AEAT/IGE	1995
Importacións de bens deflactado polo Índice do valor unitario de exportación	AEAT/IGE	1995
Vivendas a crear de nova planta	IGE	1995
Matriculación de vehículos turismo	DGT	1995
Producción de vehículos turismo	CITROEN	2003
Transporte aéreo de pasaxeiros	MF	1995
Transporte marítimo de mercancías (cargadas + descargadas)	Puertos del Estado	1995
Vivendas visadas	MF	2000
Índice de cifras de negocios na industria deflactado polo Índice de Producción Industrial	INE	2002
Afiliacións á Seguridade Social	MTAS	1995
Índice de Producción Industrial deflactado polo IPRI (serie enlazada)	INE/IGE	1995
Índice de vendas do comercio polo miúdo deflactado polo IPC (serie enlazada)	INE/IGE	1995
Vaixeiros entrados nos hoteis	INE/IGE	1995
Índice da cifra de negocios nos servizos deflactado polo IPC dos servizos	INE	2005

O plantexamento metodolóxico seguido é o seguinte. O obxectivo consiste en intentar explicar a variación temporal dun conxunto de n series observadas usando

unha combinación lineal dun conxunto de m paseos aleatorios descoñecidos, onde $m \ll n$. Por tanto, o DFA empregado ten a seguinte estrutura:

$$x_t = x_{t-1} + w_t, \text{ donde } w_t \sim MVN(0, Q)$$

$$y_t = Zx_t + v_t, \text{ donde } v_t \sim MVN(0, R)$$

A matriz Q tómase diagonal, coa diagonal igual a 1 e a matriz R asúmese con valores descoñecidos.

A idea xeral é que as observacións (y) modélense como unha combinación lineal de tendencias descoñecidas (x) de dimensión m e de cargas factoriais (Z) de dimensión $n \times m$. Por tanto, a estrutura dinámica vén reflectida a través dos factores comúns x .

Un problema que teñen as series empregadas radica en que non teñen o mesmo período temporal. Por tanto, para a estimación do modelo factorial dinámico é preciso seguir os seguintes pasos:

1. Estímase o modelo factorial dinámico para as series nas que hai datos desde o ano 1995, neste traballo son un total de 9 series. O uso destas 9 series implica unha perda de información que se compensará nos seguintes pasos.

2. Do paso anterior obtemos os factores. Con estes factores faise unha regresión lineal sobre a series non consideradas no paso anterior. Os parámetros estimados da regresión úsanse para proxectar as series no período en que non se conta con información.

3. Calcúlase, de novo, os factores para o novo período temporal usando o mesmo procedemento que no paso 1.

4. Empregando o factor obtido no paso anterior proxéctase para o período máis actual.

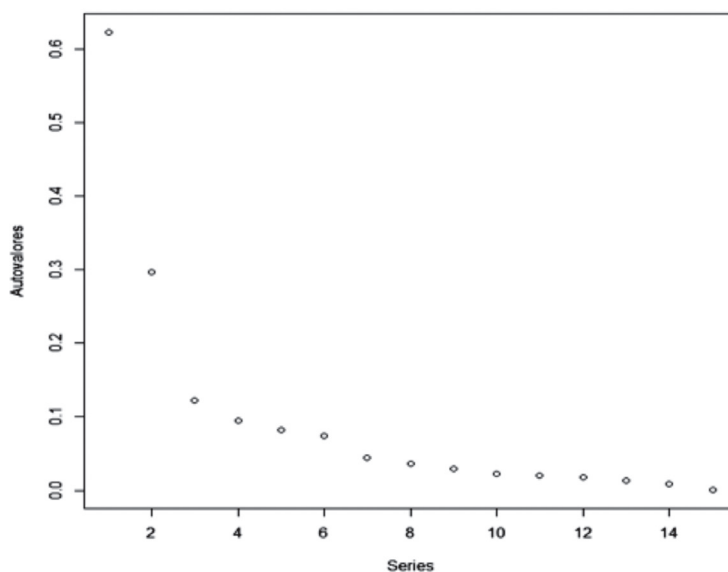
5. Utilízase o factor obtido no paso anterior como regresor naquelas series nas que non se conta con información para o período máis actual e vólvese a calcular o factor. Os pasos 2 a 5 repítense ata a converxencia. A converxencia determínase polos cambios no Criterio de Información de Akaike (AIC).

Para a estimación do modelo utilízase o paquete MARSS de R (Holmes *et al* o, 2014). As funcións do paquete estiman os parámetros do modelo utilizando o algoritmo de ExpectationMaximization (EM). Os factores estímense a través do filtro de Kalman.

Aplicado o modelo factorial dinámico as cargas factoriais nas series empregadas. Con estas cargas factoriais obtense o indicador de conxuntura, para o que se considerou o factor dende xaneiro do 2000.

Neste traballo emprégase un só factor. No Gráfico seguinte preséntanse os autovalores da matriz de covarianzas muestrais de retardo 1 das series, para o período temporal común. Estes autovalores están calculados como a raíz cuadrada dos valores singulares da matriz de covarianzas muestrais.

Autovalores asociados a cada unha das series



Asemade, realizouse o cálculo seguinte, sendo w_i os valores singulares da matriz de autocovarianzas muestrais de retardo 1:

$$\frac{\sum_{i=1}^n w_i^2}{\sum_{i=2}^n w_i^2}$$

Obtívose un valor de 0,05 polo que semella que o primeiro factor ten moita importancia.

Aplicouse, tamén, a proba de Johansen

(1991) para as 9 series nas que hai información desde o ano 1995, para achar o rango de integración s . Obtívose o seguinte cun nivel de significación do 5%.

Para a hipótese nula de $H_0: s \leq 8$, $\lambda = 8,45$, o valor crítico é 9,24

Para a hipótese nula de $H_0: s < 9$, $\lambda = 61,03$, o valor crítico é 15,67

Xa que logo, conclúese que o rango de cointegración é 8 e, por conseguinte as series comparten en total 1 tendencia en común.

Unha vez aplicado o modelo factorial dinámico obtemos as seguintes cargas factoriais nas series empregadas:

Cargas factoriais	
Variables	Cargas factoriales
ASS	0,096
ICNI	0,028
TAP	0,022
ICNSS	0,019
GASOL	0,014
EDVIV	0,013
IPI	0,012
MAT	0,010
CXX	0,007
CXM	0,007
VIAJ	0,006
PRODVEH	0,003
TMM	0,003
VIV	0,002

REFERENCIAS

Angelini, E., Camba-Méndez, G., Giannone, D., Reichlin, L. e Runstler, G. (2008). Short-term forecasts of Euro area GDP growth, CEPR Discussion Paper N° 6746.

Aruoba, S. B., Diebold, F. X., e Scotti, C. (2009). “Real-time measurement of business conditions”. *Journal of Business & Economic Statistics*, 27(4).

Burns, A. e Mitchell, W. (1946). Measuring business cycles. National Bureau of Economic Research.

Camacho, M. e Doménech, R. (2011), “MICA-BBVA: A Factor Model of Economic and Financial Indicators for Short-term GDP Forecasting”, *Journal of the Spanish Economic Association*.

Camacho, M. e Perez-Quiros, G. (2009), *Ñ-Sting: España Short Term Indicator of Growth*, Banco de España, Working Paper N°. 0912.

Cuevas, Á., e Quilis, E. M. (2012). “A factor analysis for the Spanish economy”. *SERIEs*, 3(3), 311-338.

Giannone, D., Reichlin, L. e Small, D. (2008) “Nowcasting: The real-time informational content of macroeconomic data”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 55, p. 665-676

Holmes, E.E., Ward, E. J. e M. D. Scheuerell (2024). *Analysis of multivariate time series using the MARSS package*. <http://cran.r-project.org/web/packages/MARSS/vignettes/UserGuide.pdf>

Stock, J.H. y M.W. Watson (1991), “A probability model of the coincident economic indicators”, en K. Lahiri y G.H. Moore (eds.), *Leading economic indicators. New approaches and forecasting records*, Cambridge University Press, Cambridge.