

UN ÍNDICE DE DEPENDENCIA ECONÓMICA ENTRE REGIONES: EL CASO DE ESPAÑA VERSUS REINO UNIDO

Rafael Flores de Frutos*
Salvador Garriga Polledo **

4 de Octubre de 2005

RESUMEN

En este trabajo se propone un método sencillo para estimar el grado de dependencia económica que presenta una comunidad autónoma respecto al resto de comunidades del Estado. Utilizando series temporales de ocupados para España, desagregadas por comunidades autónomas, se estiman los índices de dependencia para cada una de ellas. Los resultados se comparan con los obtenidos para las regiones del Reino Unido.

JEL: R12, R11

Palabras Clave: Comercio interregional, crecimiento regional.

* Catedrático de Econometría de la Universidad Complutense de Madrid y Jefe de la División de CCEE del Centro de Enseñanza Superior Cardenal Cisneros. C/ General Díez Porlier 58, 28006 Madrid. E-mail: rfloresf@ccee.ucm.es

** Economista y Eurodiputado.

1. Introducción

Es un hecho que las comunidades autónomas que integran el Estado Español mantienen un elevado nivel de relaciones comerciales. En un trabajo reciente Requeijo (2003) calcula un coeficiente medio de interdependencia¹, para el período 1995-2001, del 3,42. Esto es, en media, cada comunidad vende al resto de comunidades 3,42 veces más que al extranjero y sólo una comunidad autónoma, Baleares, muy dependiente del turismo exterior, mantiene un coeficiente de interdependencia menor que uno.

Solamente por este dato, parece claro que uno de los principales determinantes del crecimiento y dinamismo económico de cualquier comunidad autónoma, tiene que ser precisamente el crecimiento del resto.

En este artículo se propone un índice para medir el grado de dependencia económica que cada comunidad autónoma tiene del resto. Dicho índice tiene en cuenta, de forma indirecta, no solo las ventas a otras comunidades, sino también las compras. Además, al elaborarse a partir de los datos de ocupados, puede interpretarse como una medida de la capacidad que cada comunidad autónoma tiene para adaptar su mercado de trabajo a choques externos, tanto positivos como negativos.

Como ejemplo de aplicación, se estima el índice de dependencia para cada una de las comunidades autónomas españolas. Posteriormente, estos índices se comparan con los obtenidos para las regiones del Reino Unido. La flexibilidad del mercado de trabajo de ese país, hace de él un excelente punto de referencia.

El presente trabajo se organiza de la forma siguiente: En el apartado 2 se describe la metodología utilizada para la elaboración del índice de dependencia. En el apartado 3 se estiman los índices para cada comunidad autónoma y se comparan con los obtenidos para el Reino Unido. Por último, en el apartado 4 se presentan las principales conclusiones.

2. Metodología

Para todo el análisis posterior es necesario asumir el siguiente postulado básico:

A El nivel de actividad de una comunidad autónoma ($N_{i,t}$) y el nivel de actividad

¹ Cociente entre ventas de bienes y servicios a otras autonomías versus ventas al extranjero.

del resto de comunidades (N_t) pueden mantener cualquier tipo de relación dinámica, incluso de retroalimentación; no obstante, toda correlación contemporánea existente, deberá interpretarse como fruto de una relación causal unidireccional desde N_t hacia $N_{i,t}$, esto es, N_t puede causar instantáneamente $N_{i,t}$ pero no al contrario.

En términos econométricos, el postulado anterior equivale a suponer que el vector de series temporales $H_t' = (N_t \ N_{i,t})'$ puede venir generado por un proceso vectorial autorregresivo y de medias móviles VARMA(p,q), véase Jenkins y Alavi (1981), donde la matriz de varianzas y covarianzas contemporánea del término de error ha sido diagonalizada, interpretando la existencia de cualquier correlación entre los componentes del vector de errores, como fruto de la existencia de una relación causal instantánea desde N_t hacia $N_{i,t}$.

Este supuesto sería discutible si una comunidad tuviera un peso específico muy elevado en el conjunto. No obstante, una vez elegida la frecuencia de los datos con los que se desea trabajar, por ejemplo anual, el supuesto anterior es susceptible de ser contrastado empíricamente utilizando datos de carácter mensual.

Así, es posible estimar el efecto a largo plazo o ganancia (g_i) sobre $N_{i,t}$ de un cambio permanente, unitario, en el nivel de N_t . En el caso de que ambas variables hayan sido transformadas previamente tomando logaritmos, dicha ganancia podrá interpretarse como una elasticidad, esto es, el porcentaje en que varía $N_{i,t}$ al variar N_t en un punto porcentual.

Se define el índice de dependencia de la comunidad i , como la ganancia (g_i) de la función de transferencia entre N_t y $N_{i,t}$ antes mencionada.

Cualquiera que sea la variable $N_{i,t}$ que se utilice para representar el nivel de actividad de una comunidad, es de esperar que sea no-estacionaria. Si las variables tienen carácter anual es muy posible que sean $I(1)$, esto es que necesiten una diferencia para ser estacionarias, con lo que cabe la posibilidad de que N_t y $N_{i,t}$ estén cointegradas. En este caso, la estimación consistente de g_i es especialmente sencilla, basta con aplicar Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) a un modelo lineal simple del tipo:

$$N_{i,t} = \alpha_i + g_i N_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Alternativamente y con objeto de conseguir mayor precisión asintótica, los parámetros del modelo (1) pueden ser estimados utilizando el método de Johansen (1988).

En el caso de no existir cointegración, la estimación de g_i se complica, ya que es necesario elaborar el proceso VARMA(p,q) generador del vector ΔH_t (primeras diferencias de H_t) y proceder a la diagonalización de su matriz de varianzas y covarianzas, de acuerdo con el postulado básico.

Alternativamente, una estimación consistente y eficiente de g_i se puede obtener a partir del modelo siguiente de función de transferencia, véase Box et al.(1994):

$$N_{i,t} = \frac{\omega_{s_i}(B)}{\delta_{r_i}(B)} N_t + U_{i,t} \quad (2)$$

Donde:

$\omega_{s_i}(B) = \omega_0 + \omega_1 B + \omega_2 B^2 + \dots + \omega_{s_i} B^{s_i}$ es un polinomio en B de grado s_i .

$\delta_{r_i}(B) = 1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2 - \dots - \delta_{r_i} B^{r_i}$ es un polinomio en B de grado r_i .

B es el operador de retardos.

$\Delta^d U_{i,t} = \Psi_i(B) a_t$, $\Psi_i(B) = 1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \psi_3 B^3 + \dots$. Esto es, $U_{i,t}$ sigue un proceso univariante ARIMA(p,d,q).

Dado que $g_i = \frac{\omega_{s_i}(1)}{\delta_{r_i}(1)}$, la estimación de la ganancia se obtiene estimando los coeficientes de los polinomios $\omega_{s_i}(B)$ y $\delta_{r_i}(B)$ en (2).

3. Estimación de los índices de dependencia

3.1 España

Para la estimación de g_i en el caso español, se han utilizado datos anuales de ocupados por comunidades autónomas desde 1977 a 2004, extraídos de la base de datos SERIES del Ministerio de Economía y Hacienda.

Se han estudiado 17 comunidades autónomas; todas excepto Ceuta y Melilla, para las que no se dispone de datos suficientes.

En todos los casos la variable Alogaritmo de ocupados@ ha resultado ser I(1), así como el correspondiente agregado, calculado como el logaritmo de la suma de ocupados del resto de comunidades.

La Tabla 1 presenta el conjunto de comunidades autónomas ordenadas por el tamaño del índice g_i , entre paréntesis aparece la desviación típica del estimador.

En los casos de Aragón, Castilla-La Mancha y Extremadura se detectó claramente la presencia de cointegración, esto es, para esas tres comunidades, los datos de empleo individuales y los del resto parecen evolucionar en paralelo, sin separarse, salvo de forma transitoria. Para el resto de comunidades, la relación entre ambas variables no es de cointegración, pero si es positiva y muy significativa.

La lista la encabeza Andalucía con una ganancia de 1,24 y la cierra Galicia con una ganancia de 0,41. En el caso de Andalucía, por cada punto porcentual que aumenta el número de ocupados en el resto de España, los ocupados en esta comunidad aumentan en 1,24 puntos porcentuales. En el caso de Galicia el aumento se limita a 0,41 puntos porcentuales. El nivel de dependencia de Andalucía es por tanto tres veces superior al de Galicia.

Dado que el índice se ha construido con datos del mercado de trabajo, la elasticidad mayor que uno de Andalucía, versus la elasticidad menor que uno de Galicia, pone de manifiesto un hecho importante: Cuando la economía española genera empleo, la economía andaluza es capaz de generar empleo más rápidamente que ella. La otra cara de la moneda es que cuando la economía española destruye empleo, la economía andaluza también lo hace más rápidamente. En el caso de Galicia la situación es distinta, ya que si bien cuando la economía española en su conjunto genera empleo, la economía gallega lo hace más despacio, cuando en la economía española se destruye empleo, en Galicia también se destruye más despacio.

Tabla 1: Índice de Dependencia para las CA

<i>de España</i>	
Andalucía	1,24 (0,04)
Murcia	1,22 (0,10)
Valencia	1,19 (0,06)
Cantabria	1,05 (0,17)
Cataluña	1,03 (0,10)
Baleares	1,01 (0,11)
La Rioja	1,00 (0,12)
Madrid	0,94 (0,06)
Navarra	0,91 (0,38)
País Vasco	0,85 (0,06)
Castilla- León	0,72 (0,07)
Asturias	0,71 (0,10)
Canarias	0,70 (0,19)
Castilla-La Mancha	0,67 (0,01)
Aragón	0,64 (0,07)
Extremadura	0,61 (0,01)
Galicia	0,41 (0,15)

Las desviaciones típicas asociadas a las estimaciones puntuales de los índices, nos permiten matizar los resultados. Por ejemplo, se puede asegurar, con una probabilidad del 95% que Andalucía, Murcia y Valencia tienen un índice g_i superior a la unidad, mientras que País Vasco, Castilla-León, Asturias, Canarias, Castilla-La Mancha, Aragón, Extremadura y Galicia, lo tienen por debajo. Estas últimas comunidades, muy probablemente, tienen un mercado de trabajo menos flexible que el resto, ya que son menos capaces de adaptarse tanto a situaciones coyunturales favorables como desfavorables.

Las razones económicas, sociales o políticas que están detrás de los valores del índice, constituyen un tema importante de estudio, pero no son el objeto de este trabajo. Su análisis será motivo de una futura investigación. No obstante, las comunidades con un mayor peso turístico y/o agrícola exportador, parecen tener un índice mayor.

3.2 Reino Unido

El mercado de trabajo en el Reino Unido tiene fama de ser uno de los más flexibles de Europa, de ahí su baja tasa de paro. Esta característica lo hace especialmente interesante para contrastar la fiabilidad de nuestro índice de dependencia. Dado que el mercado de trabajo español tiene fama de ser uno de los más rígidos de Europa, el índice g_i debería ser capaz de ponerlo de manifiesto.

Utilizando datos semestrales de ocupados en el Reino Unido² desagregados por regiones, desde 1992 a 2005, se han estimado los índices g_i para cada una de ellas. La Tabla 2 muestra los resultados.

Como en España, la dependencia de cada región con el resto es muy elevada. Además, para la mayoría de las regiones del Reino Unido, la serie regional de ocupados está cointegrada con la serie de ocupados del resto de regiones, esto es, ambas series comparten la misma tendencia. Solamente la región Nordeste parece no estar cointegrada.

De acuerdo con el índice g_i , dentro del Reino Unido, la región más dependiente (o adaptable) sería Londres ($g_i = 1,82$), mientras que la menos dependiente sería el Nordeste del país ($g_i = 0,68$).

Los valores máximo y mínimo del índice, para las regiones del Reino Unido, son mayores que sus homólogos para España. El valor medio de g_i para el Reino Unido, 0,94 (0,10), es también mayor que el de España, 0,88 (0,05), por lo que parece que el índice g_i apoya la idea de que el Reino Unido posee un mercado de trabajo más flexible que el de España.

² Fuente: National Statistics UK.

<i>Tabla 2: Índice de Dependencia para las Regiones del Reino Unido</i>	
London	1,82 (0,30)
South West	1,25 (0,03)
East	1,11 (0,01)
East Midlands	0,98 (0,06)
South East	0,82 (0,001)
North West	0,80 (0,003)
Yorkshire	0,78 (0,02)
Scotland	0,72 (0,14)
Wales	0,71 (0,004)
West Midlands	0,69 (0,05)
North East	0,68 (0,34)

4. Conclusiones

Todas las comunidades autónomas que integran España mantienen lazos comerciales muy importantes que determinan en gran medida su nivel de actividad y crecimiento, así lo pone de manifiesto el índice de dependencia elaborado en este trabajo. Cualquier perturbación negativa que afectara directamente a todas las comunidades menos a una, acabaría finalmente afectándola de forma indirecta. A corto plazo, algunas estarían más protegidas que otras, debido paradójicamente a la rigidez de su mercado de trabajo, pero a largo plazo, serían las comunidades menos flexibles las que más sufrirían los ajustes necesarios, ya que serían éstas las que más tardarían en recuperarse. Ocho comunidades: País Vasco, Castilla-León, Asturias, Canarias, Castilla La Mancha, Aragón, Extremadura y Galicia estarían dentro de este peligroso conjunto.

Sin tomar partido en el actual debate sobre la financiación autonómica, de este estudio se desprende que sería miope la política de una comunidad que pretendiera

mejorar su situación económica sin preocuparse por la del resto, ya que la falta de crecimiento del resto de comunidades acabaría repercutiendo en suyo propio. La solidaridad en este caso, no solo es uno de los pilares de nuestra democracia, como defiende el profesor Requeijo(2003), sino que además está justificada económicamente.

El caso del Reino Unido es similar al español, todas sus regiones dependen unas de otras, si bien el grado medio de dependencia de cada una con el resto es mayor en ese país que en España. Los valores máximo y mínimo del índice g_i confirman la idea inicial de que el Reino Unido posee un mercado de trabajo más flexible que el español.

Referencias:

Box, G., Jenkins, G. y Reinsel G.C. (1994) *Time Series Analysis Forecasting and Control*, 30 ed. Holden Day, San Francisco.

Jenkins, G. y Alavi, A. S. (1981) *Some Aspects of Modeling and Forecasting multivariate Time Series*, *Journal of Time Series Analysis*, 2, 1-47.

Johansen, S. (1988) *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*, *Journal of Economic, Dynamics and Control*, **12**, 231-254.

Requeijo, J. (2003) *Una Constitución Duradera*, en *Impresiones sobre la Constitución de 1978*, Fundación ICO, 439-446.

Agradecimientos: Queremos agradecer a los profesores Jaime Requeijo y Juan Velarde sus valiosos comentarios y sugerencias, así como las de un evaluador anónimo. Por supuesto todos los errores que puedan existir son de nuestra absoluta responsabilidad.

Madrid, 3 de Octubre de 2005