Estudios de Economía Aplicada
Nº7, 1997. Págs. 5 a 16

Análisis de la convergencia de la tasa de participación femenina en Galicia entre los sectores agrícola y no agrícola

FDZ-JARDÓN FERNÁNDEZ, CARLOS MARÍA
OTERO GIRÁLDEZ, Mª SOLEDAD
Universidad de Vigo

Esta nueva versión incluye todas las correcciones sugeridas por el evaluador, las cuales nos han parecido oportunas y por las que le quedamos muy agradecidos.

RESUMEN

La evolución de la tasa de participación femenina en Galicia viene caracterizada, fundamentalmente, por la importancia que tiene la actividad de las mujeres en el sector agrícola.

Cuando el sector agrícola comenzó a perder peso se destruyeron muchos puestos de trabajo, viéndose el colectivo femenino muy afectado por este hecho. A consecuencia de ello se liberó abundante mano de obra dando lugar a una disminución de la participación femenina en la agricultura y a una incorporación progresiva de la mujer al trabajo asalariado en el sector no agrícola.

Nos interesa comprobar si la existencia de diferencias en los comportamientos entre los sectores agrícola y no agrícola en los últimos años es un hecho coyuntural o estructural. Para ello, se va a estudiar hasta que grado presentan convergencia a largo plazo ambas series. Utilizaremos como herramienta econométrica la cointegración.

Palabras claves: convergencia, cointegración.

ABSTRACT

In this paper we investigate, by means of cointegration, the existence of convergence between rates for the labour market in Galicia. Using trimestral data for the period 1976-III to 1992-IV, the empirical results show the existence of divergence between the female agricultural participation and female no agricultural participation.

Keyword: convergence, cointegration.

Artículo recibido en Marzo de 1996. Revisado en Noviembre de 1996.

1.- Introducción

En los últimos años se está notando una gradual incorporación de la mujer al mercado de trabajo. Sin embargo, en Galicia, la tasa de participación femenina, para el período comprendido entre 1976-III y 1992-IV, no presenta esa tendencia creciente que es nota característica del resto del mundo occidental (ver cuadro I).

CUADRO I
TASA DE PARTICIPACIÓN FEMENINA

	1980	1982	1984	1986	1988	1990
EEUU	61.3	63.1	64.4	66.6	68.4	69.8
INGLATERRA	61.7	60.8	62.9	64	66	68.4
ITALIA	38.9	40.5	40.1	41.7	43.4	44.4
ESPAÑA	33.8	33.9	34.7	35.4	41	42.2
GALICIA	39.2	38.9	41	39.68	41.6	39.66

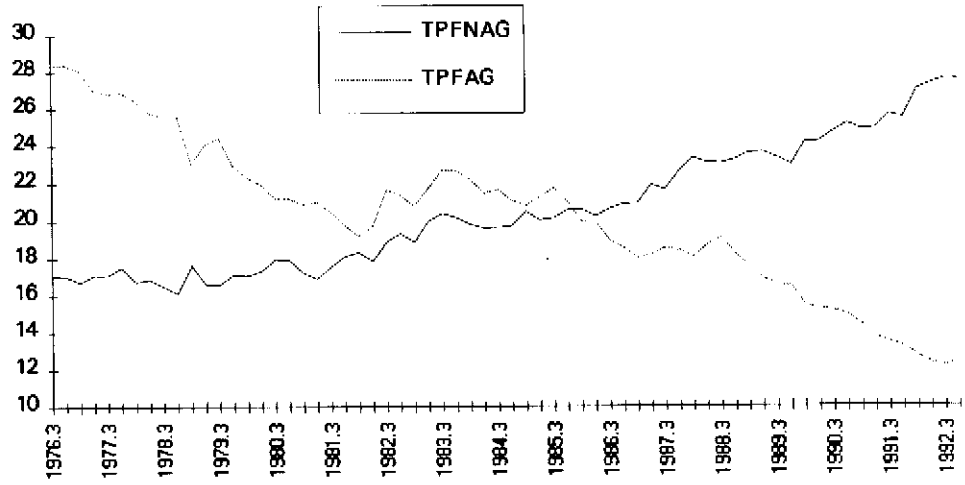
FUENTE: OCDE, Labour force statistic, e INE, Encuesta de Población Activa.

Son muchas las causas que nos podrían llevar a analizar la razón por la cual la tasa de participación femenina en Galicia no presenta ese comportamiento que es tan normal en el resto de las economías occidentales. Una de ellas podría ser la dificultad de medir la población activa en esta región. Con el cambio metodológico que sufre la Encuesta de Población Activa, fuente de la que se obtienen los datos, en el segundo trimestre de 1987 se sobreestima la población ocupada a costa de la población desempleada y, en el caso de la comunidad gallega donde las ayudas familiares tienen un peso muy importante, se subestima también la población inactiva (López, 1994). Además, tampoco debemos olvidar que a medida que se trabaja con cifras más desagregadas los errores de medición son mayores.

No obstante, la observación del gráfico 1 nos hace sospechar que uno de los principales factores explicativos de este comportamiento hay que buscarlo papel que desempeñó la mujer en el sector agrícola, en comparación con el conjunto de la economía española.

Este hecho nos lleva a analizar por separado la tasa de participación femenina agrícola (TPFA) y la no agrícola (TPFNA), apreciándose una clara divergencia en sus conductas a largo plazo.

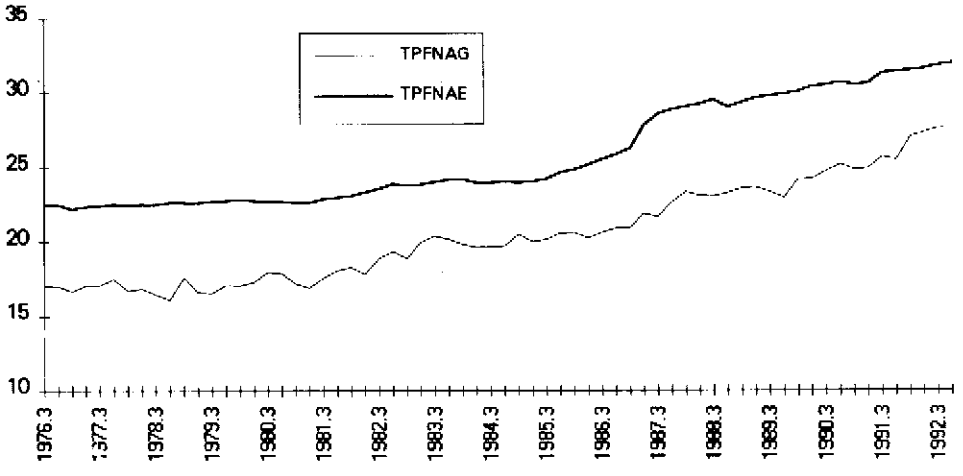
GRAFICO 1
EVOLUCIÓN DE LA TPFA Y LA TPFNA



FUENTE: INE, Encuesta de Población Activa.

En el gráfico 2 se puede observar como la tasa de participación no agrícola de la mujer presenta en Galicia un comportamiento similar al del resto de España.

GRAFICO 2
EVOLUCIÓN DE LA TPFNA



FUENTE: INE, Encuesta de Población Activa.

Para contrastar de modo explícito la existencia de diferencias en los comportamientos entre los sectores agrícola y no agrícola se va a estudiar a lo largo de este trabajo hasta que grado presentan convergencia a largo plazo ambas series. Aunque existen diferentes métodos (Breiman, 1968) para analizar la existencia de convergencia entre dos series económicas, la metodología de cointegración (Engle y Granger, 1987) nos sugiere un nuevo procedimiento para contrastar el grado de convergencia de dos series, en parte plasmando las ideas globales de Bernard y Durlauf (1995) considerando procesos económicos de memoria larga.

La estructura del trabajo es la siguiente: se dedica el primer apartado a definir el concepto de convergencia entre series económicas. A continuación se estudia el comportamiento de las tasas de participación femenina agrícola y no agrícola en Galicia, y a partir de éste se aplica el método anterior para comprobar si realmente se puede decir que las series divergen, como el gráfico 1 nos sugiere.

2. Convergencia en series económicas.

La metodología de cointegración nos mide si dos o más series económicas presentan una tendencia común a largo plazo. Esta idea es la que generaliza Bernard y Durlauf (1995) al hablar de convergencia, cuando sugieren que el valor esperado de una combinación lineal de las series tiende a cero. También se puede encontrar esta idea en los trabajos de Suriñach y ot. (1995) cuando intentan ver la convergencia en el componente alimentario de los índices de precios al consumo de las comunidades autónomas españolas.

Por tanto, deberá existir un modelo de corrección de error homogéneo, que impondrá la restricción de que el vector de cointegración sea (1,-1). En esencia consiste en que dos series económicas tengan la misma tendencia,permitiendo desviaciones coyunturales de la relación a largo plazo, pero siempre atraídas por ésta.

Sean X_t e Y_t ; t=1....T dos series económicas que son observaciones de dos procesos estocásticos X e Y a lo largo del tiempo. Supondremos que ambas series son I(1), por tanto presentan una raíz unitaria. Entonces, diremos que verifican un modelo de corrección de error homogéneo, es decir, que son convergentes económicamente, si la variable que recoge la diferencia entre ambas series es un proceso integrado de orden cero.

Esta condición nos exige la estacionariedad de la diferencia y, por tanto, que ambas series tengan la misma tendencia a largo plazo. En caso contrario, si la diferencia es I(1), existiría divergencia.

Como consecuencia de esta condición siempre se verifica que:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta \Delta X_t - p\,(Y_{t-1} - X_{t-1}) + \varepsilon_t \,;\; 0 < p < 1$$

siendo ε_t un proceso estacionario. Lo que significa que cualquier cambio estructural en una de las variables se reproduce en la otra en parte, pero el efecto se ve corregido por la distancia a la relación a largo plazo que tenía en el período anterior.

Para la existencia de una convergencia estricta es necesaria una segunda condición: que la constante sea igual a cero, pues de lo contrario, aunque tengan la misma tendencia existiría siempre un desfase entre ambas series que impediría que ambas coincidieran en el límite.

3. La evolución de la tasa de participación femenina agrícola y no agrícola en Galicia.

Las variables que vamos a utilizar en el estudio son la tasa de participación femenina agrícola (definida como el cociente entre la población activa agrícola y la población de 16 y más años para el colectivo de mujeres, expresada en porcentaje) y la tasa de participación femenina no agrícola (definida como el cociente entre la población activa no agrícola y la población de 16 y más años para el colectivo femenino, expresada en porcentaje).

La fuente para la obtención de estas variables ha sido la Encuesta de Población Activa (EPA), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística desde 1964. A lo largo del período de estudio, que comprende desde 1976-III hasta 1992-IV, la EPA sufrirá un cambio metodológico en el 2º trimestre de 1987. Como consecuencia de esta reforma se produce una sobrevaloración de la población activa y un infravaloración de la población desocupada e inactiva.

La tasa de participación femenina no agrícola se verá afectada significativamente por ese cambio metodológico. De ahí la necesidad de homogeneizar la serie.

Si se analiza la tasa de participación femenina desagregando por sectores-agrícola y no agrícola- se observa como la tasa de participación femenina presenta una tendencia decreciente, mientras que la tasa de participación femenina no agrícola presenta una tendencia creciente (véase gráfico 1).

Solamente en el período que va desde 1981 hasta 1983 se observa una tendencia creciente en ambas tasas. En el resto de los períodos posiblemente se dé un efecto de intercambio de trabajo entre sectores, aunque si seguimos la pauta española debería aumentar la tasa de participación total.Es probable que el hecho diferencial con España sea debido a un cambio generacional en las mujeres gallegas frente al mercado de trabajo.

Mientras que las generaciones mayores presentan un alto porcentaje de población femenina localizada, fundamentalmente, en la agricultura (en 1989 el 77% de la población activa femenina entre 55 y más años se localizaba en el sector primario), las

ÍNDICE

más jóvenes, con un mayor peso de población urbana, tienden a incorporarse a aquellos sectores en los que el trabajo es asalariado (por ejemplo, en 1989 el 44,7% de la población activa femenina entre 16 y 19 años se localizaba en el sector servicios). La consecuencia directa es que al ir jubilándose o muriéndose las mujeres de más edad, los puestos que éstas van dejando libres tienden a extinguirse, ya que la agricultura es una rama de actividad en declive.

El sector agrícola fue relevante en Galicia hasta, aproximadamente, finales de los años ochenta. Cuando este sector comenzó a perder peso, a mediados de los años setenta, se destruyeron muchos puestos de trabajo, viéndose el colectivo femenino muy afectado por este hecho. A consecuencia de ello se liberó abundante mano de obra dando lugar a una disminución de la participación femenina en la agricultura y a una incorporación progresiva de la mujer al sector no agrícola. Este hecho nos hace pensar que ambas tasas divergen.

Para demostrarlo, desde un punto de vista empírico, se utiliza un nuevo método que consiste en comprobar si se verifica un modelo de corrección de errores homogéneo.

Antes de analizar la existencia de convergencia, veamos cual es el comportamiento a largo plazo de cada una de las series consideradas en el estudio. Para ello, se identifica el número de raíces unitarias regulares que presentan, siguiendo a Dickey y Pantula (1987), de forma que se contrasta la hipótesis nula de la existencia de un proceso I (1) contra uno I (0) y en caso de que se acepte, se continúa secuencialmente contrastando un I (2) respecto a un I (1) y así sucesivamente hasta que se rechace la hipótesis nula. El cuadro 2 presenta los estadísticos propuestos por Philips y Perron (1988) y sus valores críticos han sido tomados de Fuller (1976) y de Dickey y Fuller (1981), tanto para la hipótesis nula de series I (1) como de series I (2)
Debido a que en este segundo test se rechaza la hipótesis nula se detiene el proceso secuencial.

Del análisis de los estadísticos, se puede concluir que las series analizadas son procesos integrados de orden uno con constante, lo que significa la existencia de tendencia estocástica y deteminística.

CUADRO 2
PHILLIPS-PERRON TEST

	$Z(\phi_3)$	$Z(\phi_2)$	$Z(t_{\alpha-})$	$Z(\phi_1)$	$Z(t_{\alpha+})$
TPFA	1.9651	4.7532	-1.9755	5.8274	-0.7987
TPFNA	4.8416	5.2112	-2.7620	3.3481	0.78068
Δ TPFA	29.156	19.438	-7.6519	29.657	-7.7155
Δ TPFNA	62.346	41.564	-11.245	52.590	-10.287
Valor crítico T=50 α=10%	5.61	4.31	-3.18	3.39	-2.60

El trabajar con series cortas en el tiempo hace que los resultados que se obtienen con los tests de raíces unitarias no se puedan considerar definitivos. De ahí, la decisión de someter a las variables que utilizaremos en el análisis empírico a un estudio más exhaustivo. La metodología llevaba a cabo para dicho fin es la propuesta por Box y Jenkins (1976). Además, dicho análisis nos puede dar información sobre el comportamiento estocástico de la serie que nos ayude a interpretar los resultados.

La tasa de participación femenina agrícola presenta una tendencia decreciente, aunque se observan unas ligeras recuperaciones en los años 1982-83 y 1987-88. La varianza de la serie no es constante, aumenta indefinidamente con el lapso temporal, debido a la existencia de tendencia estocástica.

Después de realizar diferentes intentos para identificar un proceso ARIMA se llegó a la conclusión de que era necesario intervenir la serie con dos variables impulso (d_{14} y d_{25}). La significatividad de la observación 25, tercer trimestre de 1982, pudo ser debido al aumento de 62.800 activos agrícolas en 1982, Vence (1986). La significatividad del otro valor posiblemente obedezca a un error de medición. Aunque no se debe olvidar que desde 1977 hasta 1985 nuestro país estuvo inmerso en una recesión económica produciéndose, consecuentemente, importantes caídas en el nivel de empleo. Además, en el estatuto de los trabajadores (1980) se eleva de 14 a 16 el límite inferior de la edad legal para trabajar. El modelo al que se llega después de diferenciar e intervenir la serie es

$$TPFA_t - TPFA_{t-1} = -0.25938 - 1.2850\ d_{14} + 2.1882\ d_{25} + e_t$$

Si no se tienen en cuenta los efectos de las variables de intervención, se puede afirmar que el cambio de la tasa de participación femenina agrícola depende de un procedo puramente aleatorio (innovación). Su valor promedio es negativo (-0.25938), lo que nos indica una tendencia determinística decreciente de cerca de un 26% para cada trimestre.

Por otra parte, la tasa de participación femenina no agrícola evoluciona, en general, de un modo creciente a lo largo del tiempo, debido a shocks permanentes. Presenta un incremento de la varianza en torno a una tendencia lineal (por la existencia de una raíz unitaria con deriva).

Diferenciando la serie se obtiene un paseo aleatorio con constante

$$TPFNA_t - TPFNA_{t-1} = 0.14093 + \varepsilon_t$$

La variación de la tasa de participación femenina no agrícola parece comportarse como un mercado eficiente. Las mujeres asumen todo la información posible en

cada período y, por tanto, el cambio en cada período tiene una parte constante y otra impredecible.

Es interesante notar los efectos opuestos que se observan en ambas series, especialmente en lo relativo a su tendencia determinística. Este hecho va a condicionar cualquier estudio que se haga de forma agregada sobre la tasa de participación femenina en Galicia.

En ambos casos los residuos del proceso están incorrelados (cuadro 3), según el test de Ljung-Box-Pierce.

CUADRO 3
TEST DE LJUNG-BOX-PIERCE PARA LA TPFA

Retardo	Estadístico	P-valor	Retardo	Estadístico	P-valor
1	0.13	0.72	13	11.61	0.56
2	3.16	0.21	14	13.15	0.515
3	3.4	0.33	15	13.76	0.544
4	4.66	0.32	16	17.69	0.343
5	5.01	0.42	17	17.7	0.408
6	6.25	0.40	18	18.31	0.435
7	6.27	0.51	19	18.33	0.501
8	7.33	0.50	20	19.18	0.51
9	7.44	0.59	21	19.67	0.543
10	8.5	0.58	22	21.59	0.484
11	8.55	0.66	23	21.59	0.545
12	10.45	0.58	24	22.33	0.56

TEST DE LJUNG-BOX-PIERCE PARA LA TPFNA

Retardo	Estadístico	P-valor	Retardo	Estadístico	P-valor
1	2.83	0.09	13	9.39	0.743
2	5.39	0.07	14	9.63	0.789
3	5.99	0.11	15	10.63	0.778
4	6.32	0.18	16	12.59	0.702
5	6.67	0.25	17	17.63	0.412
6	6.78	0.34	18	17.65	0.479
7	6.81	0.45	19	20.51	0.364
8	6.83	0.56	20	20.52	0.426
9	6.83	0.66	21	20.94	0.463
10	7.08	0.72	22	20.99	0.522
11	7.08	0.79	23	22.16	0.511
12	8.94	0.71	24	23.46	0.493

4. Análisis de la convergencia de los comportamientos agrícola y no agrícola en el mercado de trabajo femenino en Galicia.

Siguiendo la metodología explicada anteriormente se calcula la diferencia entre ambas tasas (DTA), que resultó ser un proceso integrado de orden uno con constante, de

acuerdo con los resultados que arrojan los test de Dickey-Fuller (1981). Por tanto, las series no tienen la misma tendencia.

CUADRO 4
DICKEY-FULLER TEST

	ϕ_3	ϕ_2	$t_{\alpha\sim}$	ϕ_1	t_{α^*}
DTA	0.718	8.209	-0.718	11.95	-0.800
valor crítico (T=50, α=10%)	5.61	4.31	-3.18	3.39	-2.60

A modo de comprobación de la potencia de este test y para tratar de evaluar las causas o los elementos que influyen en el grado de divergencia, se realiza un estudio mediante el método de Box-Jenkins (1976) de esa diferencia, de forma que vemos si se produce una retroalimentación de la divergencia o es puramente estocástica. Después de diferentes ensayos el modelo seleccionado tiene la forma:

$$\Delta DTA_t = 0.6398 - 0.26629\ \Delta DTA_{t-1} . 0{,}35337\ \Delta DTA_{t-2} + \varepsilon_t$$

siendo ε_t un ruido blanco. Por tanto, DTA es un proceso ARIMA (2,1,0). Con el estadístico de Ljung-Box-Pierce (1978) se comprueba que no existe autocorrelación en los residuos (ver cuadro 5).

CUADRO 5
TEST DE LJUNG-BOX-PIERCE

Retardo	Estadístico	P-valor	Retardo	Estadístico	P-valor
1	0	0.95	13	7.56	0.871
2	0.04	0.98	14	11.6	0.639
3	0.05	0.99	15	13.26	0.582
4	0.07	1.00	16	13.41	0.642
5	2.93	0.71	17	14.84	0.607
6	4.08	0.67	18	15	0.662
7	4.18	0.76	19	15.25	0.707
8	4.19	0.84	20	15.27	0.761
9	5.05	0.83	21	15.28	0.809
10	5.44	0.86	22	15.32	0.848
11	5.49	0.91	23	15.36	0.881
12	7.46	0.83	24	18.56	0.775

ÍNDICE

Los resultados de la estimación revelan, por una parte, que la variabilidad de la divergencia en el largo plazo es cada vez mayor, porque existe una raíz unitaria y, además, la existencia de constante indica que en cada período la divergencia se incrementa en 0.63 unidades de forma determinística. Se comprueba que ambas tasas de participación tienen distintas tendencias. No obstante, podría pensarse que ese efecto era sólo puramente estocástico pero el estudio de la serie de la diferencia entre las tasas de participación nos ayuda a ver que además tiene una importante componente determinística y que el efecto de la aleatoriedad también viene recogido por el pasado.

De hecho, la variación de la divergencia tiene un efecto negativo del trimestre anterior del 26% y de dos trimestres antes del 35%, aproximadamente. Por tanto, el efecto acumulado, que irá perdiendo fuerza con el tiempo, será del 61%.

El cuadro 6 nos indica las primeras autocorrelaciones de la variable DTA diferenciada. Se observa como las dos primeras son negativas, la tercera es positiva, con lo que el efecto acumulado disminuye, y las siguientes son prácticamente nulas. El impacto final a largo plazo vendrá dado por 0.6174, que es ligeramente superior al 0.61 obtenido por los dos primeros retardos.

CUADRO 6
COEFICIENTES DE AUTOCORRELACIÓN

Retardo	Autocorrelación
1	-0.1967
2	-0.3010
3	0.149
4	0.066
5	-0.07
6	-0.0046

Al ser la serie estacionaria -lo que significa que tiene media, varianza, y covarianza independientes del tiempo- oscilará en torno a su valor medio, que es igual a la constante del proceso dividido por la unidad menos los coeficientes de la variable retardados. En este caso vale 0.395. Este valor nos indica que a largo plazo se mantiene una distancia del 0.4%, aproximadamente, entre las diferencias de ambas tasas.

El hecho de tener raices unitarias indica que el proceso diverge y no sólo por el efecto tendencial fruto de la coyuntura económica sino también por la propia estructura ocupacional. La existencia de retroalimentación negativa es un indicador de que tiende a suavizarse el efecto de la divergencia, seguramente al ir asimilándose los porcentajes de ocupación sectorial al resto de la economía española.

5. Conclusiones.

Se aplica un procedimiento econométrico reciente para estudiar la divergencia entre series económicas, basado en que dos series tengan la misma tendencia permitiendo desviaciones coyunturales de la relación a largo plazo pero siempre atraídas por ésta.

Se observa que la tasa de participación femenina agrícola, para la totalidad del período examinado, presenta una tendencia decreciente en el largo plazo, mientras que la no agrícola presenta una tendencia creciente.

Al contrastar la existencia de convergencia entre la tasa de participación femenina agrícola y la no agrícola en Galicia se observa que la variable que recoge la diferencia entre ambas series resultó ser un proceso integrado de primer orden. Por lo que se puede afirmar que se aprecia una divergencia entre ambas tasas, compuesto de un efecto tendencial tanto determinístico como estocástico, este último suavizado por el efecto del pasado.

6. Bibliografía.

BERNARD, A.B. Y S. N. DURLAUF, (1995): "Convergence in internacional output", Journal of applied econometrics, vol. 10, pp. 97-108.

BOX, G.E.P. Y G.M. JENKINS, (1976): Time series Analysis, forecasting and control, San Francisco: Holden Day.

BREIMAN, L. (1968): Probability, Addison Wesley.

DICKEY, D.A. Y W. A. FULLER, (1981): "The likelihood ratio statist for autorregresive time series with a unit roots". Econométrica, 1981, Vol. 49 pp. 1057-1072.

DICKEY, D.A. Y S. G. PANTULA, (1987): "Determining the order of differencing in autorregressive processos", Journal of business and economic statistics, 15, pp. 455-461.

ENGLE, R.F. Y C.W.J. GRANGER, (1987): "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", Econométrica 55, 1987, pp. 251-276.

FULLER S.A. (1976): "Introduction to statical Time Series", John Wiley and Sons. New York.

INE (varios años): Encuesta de Población Activa, Madrid.

LJUNG, G.M. Y G.E.P. BOX, (1978): "On a Measure of Lack of Fit in time Series Models", Biométrica, vol. 65, no. 2, 1978, pp. 297-303.

LÓPEZ, I.E. (1994): Demografía e estructuras agrarias. Analise da dinámica demográfica e das mudancas nas estructuras fuanarias da agricultura galega 1950-1993, Tesis doctoral (tomos I y IV), Universidad de Santiago de Compostela.

OCDE, (1994): Labour force statistics, París.

PHILLIPS, P.C.B. Y PERRON, P., (1988): "Testing for a unit root in Time Series Regression", Biométrica 75, pp. 235-346.

SURIÑACH, J.; ARTIS, M.; LÓPEZ, E. Y A. SANSÓ, (1995): Análisis económico regional. Nociones básicas de la teoría de la cointegración, Antoni Bosch editor.

VENCE, D.X. (1986): "Capitalismo e desemprego en Galicia, Edicions Xerais de Galicia.