

## INVERSION INDUSTRIAL Y EMPLEO: ANÁLISIS ECONOMETRICO DE LAS REGIONES ESPAÑOLAS EN 1976-1999

GUISÁN, M<sup>a</sup> Carmen(eccgs@usc.es)

AGUAYO, Eva(economet@usc.es)

Universidad de Santiago de Compostela

---

### Resumen:

En este trabajo presentamos la evolución del empleo en las regiones españolas, teniendo en cuenta el importante papel que la inversión industrial tiene como elemento dinamizador de la producción y el empleo de los sectores no agrarios. Se presentan varios modelos econométricos con datos nacionales para el período 1964-2000 y con un panel de datos regionales en el período 1976-99.

### Abstract:

In this paper we show the evolution of employment in the Spanish regions, having into account the main role that industrial investment has to foster output and employment of non-agrarian sectors. We present several econometric models at national level for 1964-2000 and with a panel of regions for 1976-99.

*JEL classification:* C5, C51, L6, O52, R1

Palabras clave: inversión industrial, regiones españolas

---

### 1. Introducción.

En este trabajo analizamos la evolución del empleo en las regiones españolas, con objeto de evaluar el impacto de la inversión industrial manufacturera sobre los distintos sectores no agrarios.

Los datos utilizados proceden de la Contabilidad Regional del INE, del banco de datos HISPADAT del grupo Hispalink, y de la publicación de datos regionales de inversión y capital estimados por el Banco Bilbao-Vizcaya (MAS, PEREZ y URIEL (1995)). En algunos casos los datos están basados en criterios provisionales de homogeneización de series o de estimación de datos no disponibles.

La sección 2 analiza la evolución del stock de capital manufacturero a nivel regional durante el período 1976-97, así como la evolución del empleo no agrario en el período 1976-99.

La sección 3 analiza el impacto del capital manufacturero sobre el crecimiento económico y la sección 4 presenta varios modelos econométricos que miden dicha influencia sobre el VAB y el empleo de los sectores no agrarios. Finalmente, la sección 5 presenta las principales conclusiones.

### 2. Inversión industrial y empleo no agrario en las regiones españolas.

#### *Stock de capital manufacturero en 1976-97*

El capital manufacturero (industrias no energéticas) de las regiones españolas es muy variable en el espacio pero ha crecido muy poco en el período 1981-91. Existen diferencias regionales importantes ya que hay CCAA especializadas en sectores turísticos como Baleares e Islas Canarias en las que el stock de capital por habitante es muy pequeño, mientras que otras como Asturias, Cantabria, Cataluña, Navarra, País Vasco y Rioja tienen una mayor tradición industrial y un mayor stock por habitante.

Todas las regiones y el conjunto nacional tienen en común un estancamiento bastante acusado en el período 1976-85 como ponen de manifiesto los datos de la tabla 1, incluso con una ligera disminución del capital manufacturero en términos reales. A partir de 1986, las nuevas circunstancias económicas internacionales propiciaron una evolución positiva del capital manufacturero por habitante, y así en el período 1991-97 el incremento estimado se sitúa en torno a un 24% para el conjunto nacional y porcentajes similares para muchas regiones.

Tabla 1  
Stock de Capital Manufacturero (miles de mill. de pesetas de 1986)

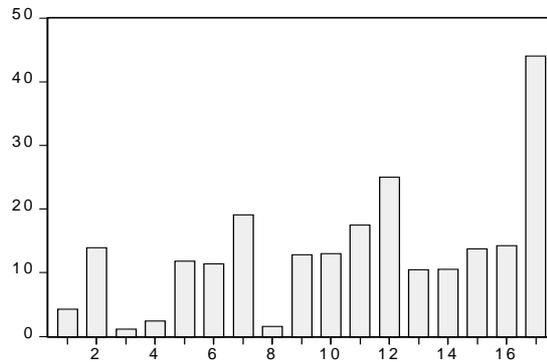
Región	1976	1981	1985	1991	1997
Andalucía	897	921	878	934	974
Aragón	317	327	357	371	423
Asturias	452	453	405	464	469
Baleares	60	69	57	63	65
Canarias	89	105	106	120	134
Cantabria	314	301	264	236	263
Castilla y León	431	496	510	533	635
Cast.-La Mancha	230	247	247	295	300
Cataluña	1999	2053	1868	2124	2397
C. Valenciana	776	840	796	937	1058
Extremadura	63	74	72	74	87
Galicia	367	375	357	388	485
Madrid	824	866	832	941	1039
Murcia	147	149	134	156	172
Navarra	201	222	213	265	301
País Vasco	1567	1494	1364	1416	1618
Rioja (La)	70	78	77	90	129
España	8806	9071	8538	9405	10550

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Mas, Pérez, y Uriel(1995), Contabilidad Nacional de España, CNE, y Contabilidad Regional de España, CRE.

El gráfico 1 muestra el porcentaje de incremento estimado del stock manufacturero en las regiones españolas en el período 1991-97. Las regiones están ordenadas según la tabla 1.

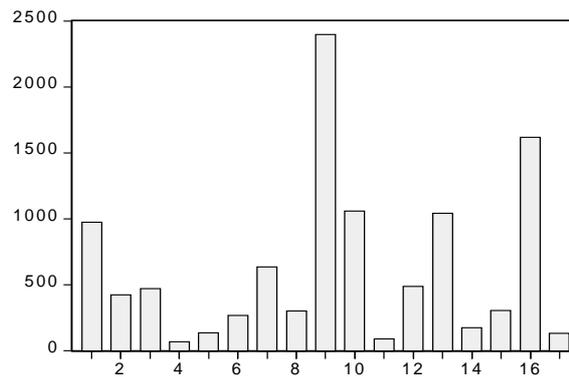
Los valores estimados para el stock de capital en el año 1997 son los que figuran en el gráfico 2, en términos totales, y en el gráfico 3 en términos por habitante.

Gráfico 1. Incremento del stock de capital manufacturero de las regiones española (% de incremento en 1991-97)



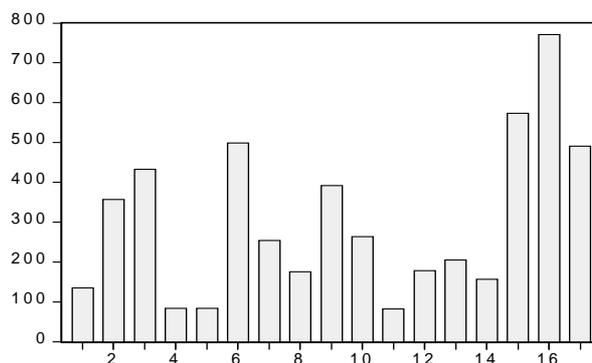
Observamos que los mayores porcentajes de crecimiento del stock de capital manufacturero se produjeron en las regiones 17, 12, 7 y 2, que corresponde a la Rioja, Galicia, Castilla y León y Aragón.

Gráfico 2. Stock de capital manufacturero en 1997 (miles de pesetas de 1986)



En el gráfico 2 observamos que Cataluña, 9, es la región más destacada en el stock total de capital manufacturero, seguida del País Vasco, 16, Comunidad Valenciana, 10, Madrid, 13 y Andalucía, 1.

Gráfico 3. Stock de capital manufacturero por habitante en 1997  
(miles de pesetas de 1986)



El gráfico 3 muestra que las regiones con más capital manufacturero por habitante son la 16, 15, 6, 17, 3, 9 y 2, que corresponden a País Vasco, Navarra, Cantabria, La Rioja, Asturias, Cataluña y Aragón.

El stock de capital tiene una gran influencia en el empleo no agrario, si bien hay que destacar que otras variables como el turismo y el desarrollo de los servicios públicos tienen también mucha influencia en el empleo no agrario, como se pone de manifiesto en varios modelos econométricos como los de Guisán, Aguayo y Rodríguez(1996), y Guisán y Aguayo(2001).

España tenía en 1976 un nivel de stock de capital manufacturero per cápita menor que los países más avanzados de la OCDE, a pesar del importante crecimiento que experimentó en el década 1961-73, con tasas anuales sólo superadas por Japón. Después del período negativo de 1976-85 se produjo una mejoría especialmente a partir de 1991.

#### *Empleo no agrario en 1976-1999*

La Tabla 2 expresa la evolución de la tasa de empleo no agrario de las regiones españolas en los años 1976, 1985, 1990, 1995 y 1999. Observamos una disminución importante en la tasa de España en el período 1976-85, una recuperación en 1985-90, un ligero descenso en 1990-95 y un incremento importante en 1995-99.

Tabla 2.  
Tasas de empleo no agrario de las regiones españolas  
(nº ocupados por cada mil habitantes). 1976-95

Región	1976	1985	1990	1995	1999
Andalucía	200	170	222	211	253
Aragón	270	231	299	290	342
Asturias	267	231	263	243	265
Baleares	304	220	296	331	366
Canarias	234	206	265	272	333
Cantabria	263	229	265	260	293
Castilla y León	223	203	255	248	302
Cast.-La Mancha	212	194	250	235	290
Cataluña	342	269	351	331	377
C. Valenciana	295	243	309	294	340
Extremadura	163	138	199	200	253
Galicia	236	200	247	234	282
Madrid	336	271	329	312	377
Murcia	242	211	270	245	302
Navarra	294	256	315	315	357
País Vasco	332	269	317	304	360
Rioja	286	164	212	280	321
España	271	225	285	272	320

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE.

Tabla 3. Evolución total del empleo no agrario en las 17 CCAA españolas en el período 1976-99.

Región	1976	1985	1991	1999	$\Delta 76-99$	%
Andalucía	1237	1144	1561	1818	581	46.9
Aragón	319	282	364	402	83	26.0
Asturias	294	262	298	288	-6	-2.0
Baleares	184	186	243	291	107	58.2
Canarias	303	313	412	539	236	77.9
Cantabria	129	120	142	154	25	19.4
Castilla y León	568	535	688	745	177	31.2
Cast.-La Mancha	349	330	442	496	147	42.1
Cataluña	1951	1603	2142	2311	360	18.4
C. Valenciana	1011	907	1170	1351	340	33.6
Extremadura	183	167	237	268	85	46.4
Galicia	639	565	707	769	125	20.3
Madrid	1482	1294	1619	1905	423	28.5
Murcia	216	210	271	331	115	53.2
Navarra	143	133	171	189	46	32.2
País Vasco	689	587	688	750	61	8.9
Rioja	69	61	79	84	15	21.7
TOTAL	9766	8699	11235	12691	2925	30.0

Las diez regiones con incremento total de miles de ocupados no agrarios superior a 100 mil personas, en el período 1976-99 han sido: 1) Andalucía con 581, 2) Madrid con 423, 3) Cataluña con 360, 4) Comunidad Valenciana con 340, 5) Canarias con 236, 6) Castilla y León con 177, 7) Castilla-La Mancha con 147, 8) Galicia con 125, 9) Murcia con 115, y 10) Baleares con 107.

Las regiones con mayores incrementos porcentuales en el empleo no agrario durante el período 1976-99 fueron: 1) Canarias con 77.9%, 2) Baleares con un 58.2%, 3) Murcia con un 53.2%, 4) Andalucía con un 46.9%, 5) Extremadura con un 46.4%, 6) Castilla-La Mancha con un 42.1%, 7) Comunidad Valenciana con un 33.6%, 8) Castilla y León con un 31.2%, 9) Madrid con un 28.5% y 10) Aragón con un 26%.

### **3. Impacto del capital manufacturero sobre el crecimiento.**

España debe seguir incrementando el stock de capital manufacturero por habitante, ya que es la variable estratégica en la mayoría de las regiones para conseguir una tasa de empleo en los demás sectores no agrarios a nivel europeo y propia de país industrializado avanzado. Por ello sección analizamos algunas cuestiones importantes en este sentido:

1) Existe un impacto importante de la inversión industrial sobre el valor añadido industrial, como se ha puesto de manifiesto en numerosos modelos regionales de la economía americana como los de Glickman(1977) para Philadelphia, Hall y Licari(1974) para Los Angeles, y el de Adams, Brooking y Glickman(1975) para Mississippi, y en modelos de países europeos. En el caso de la economía española algunos modelos regionales del grupo Hispalink lo incorporan, como en Guisán et al(2001).

Es verdad que la importante crisis desencadenada en 1973 por la subida del precio del petróleo ha creado situaciones que complican el análisis del impacto de la inversión industrial sobre el empleo y pueden llevar a situaciones poco concluyentes como las que se destacan en un análisis de las regiones europeas en el período 1977-87 realizado por Baccheta(1994).

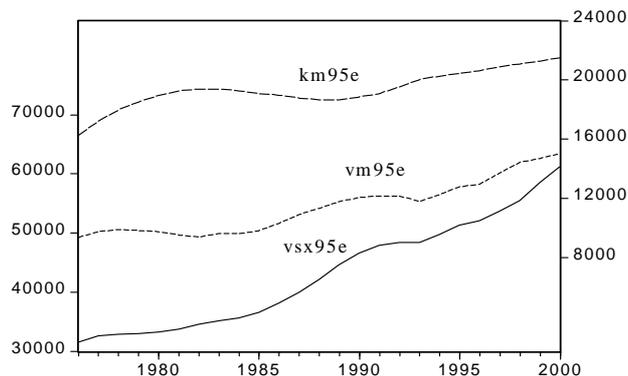
En este sentido es importante destacar el interesante análisis de la inversión industrial de las regiones españolas realizado en varios trabajos de Elena Giráldez (véase Giráldez(1986)), en los que se analizan cuestiones relacionadas con la complementariedad y sustitución de factores.

En los años de mayor impacto de la crisis se produjo un descenso importante del empleo industrial y un proceso de sustitución de trabajo por capital en un intento de poder mantener la competitividad y la producción a precios realistas ante el incremento del precio de la energía. Así la sustitución no se vio motivada fundamentalmente por un cambio en la relación de las remuneraciones de capital y trabajo sino por un tercer elemento que fue el precio de la energía y que llevó a sustituir procesos intensivos en mano de obra por otros más económicos e intensivos en capital.

2) El crecimiento del valor añadido de la industria manufacturera afecta en general muy positivamente al valor añadido de la construcción y de la mayoría de los servicios (comerciales, hosteleros, servicios a empresas, sanidad, enseñanza y otros servicios sociales y comunitarios, sean de gestión pública o privada, servicios administrativos, transportes y comunicaciones, banca y seguros, etc.).

El Gráfico 4 presenta la evolución del capital, KM95E y del valor añadido, VM95E, del sector manufacturero en la escala de la derecha, y el valor añadido de los demás sectores no agrarios, VSX95E, en la escala de la izquierda.

Gráfico 4. KM95E, y el VAB de los sectores no agrarios de España (miles de millones de pesetas de 1995)



3) El empleo de los sectores no agrarios depende de la evolución de su valor añadido y de su productividad. En el caso de España esta última evoluciona de forma moderada en el caso de la construcción y de los servicios y ha experimentado un incremento mayor en el caso de las industrias a causa de la competencia internacional. En general los incrementos en valor añadido, dada una determinada evolución de la productividad, son buenos para el empleo.

4) España debería de tender a duplicar su stock de capital manufacturero por habitante especialmente en las regiones que se sitúan por debajo de la media nacional, lo que se traduciría en un incremento importante de la riqueza nacional y de la convergencia real entre las regiones, con beneficios para todas ellas.

Así pues una cuestión importante es analizar los factores que inciden en la decisión de invertir. Mauleon(1985) destaca la importante influencia de la "q" de Tobin (relación entre la rentabilidad y el tipo de interés, definiendo como rentabilidad el cociente entre beneficios y stock de capital) en el la inversión en bienes de equipo. Tras destacar la importante influencia del "excedente empresarial" sobre la inversión señala la falta de evidencia empírica obtenida a partir de 1982. En relación con estos hechos queremos señalar que en efecto puede haber relaciones importantes que no se ponen de manifiesto aparentemente y que hay que analizar detenidamente con diversos estudios.

#### 4. Modelos econométricos del empleo no agrario

Los gráficos 5 y 6 muestran la importante influencia que VM95E tiene sobre el empleo del propio sector, LME, y sobre el empleo de los demás sectores no agrarios, LSXE.

Los modelos 1 a 4 relacionan la variable LNAE, miles de personas ocupadas en empleos no agrarios, con VNA95E, VAB real de los sectores no agrarios de España, en miles de millones de pesetas de 1995, y el modelo 5 expresa el empleo no agrario de España como un proceso autorregresivo.

Gráfico 5. Sector manufacturero

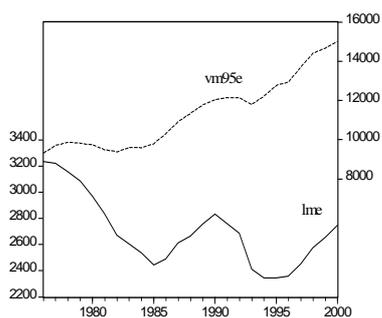
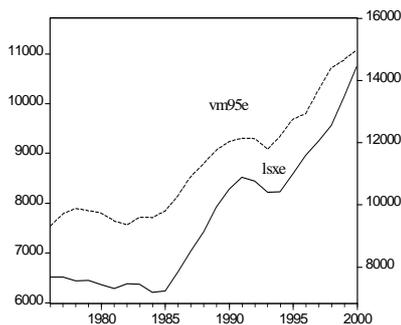


Gráfico 6. Servicios y otros



El modelo 1 es un modelo dinámico mixto, que relaciona la variable LNAE con su valor retardado y con la primera diferencia de la variable explicativa VNA95E. El modelo 2 es un modelo VAR(1) en niveles, mientras que los modelos 3 y 4 son modelos CE, sin y con relación contemporánea, y el modelo 5 es un AR(1).

Modelo 1. Modelo dinámico mixto: LNAE

Method: Least Squares. Sample(adjusted): 1965 2000, observations 36				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VNA95E)	0.251764	0.029980	8.397721	0.0000
LNAE(-1)	0.978461	0.005532	176.8667	0.0000
R-squared	0.986221	Mean dependent var		9843.740
Adjusted R-squared	0.985816	S.D. dependent var		1392.669
S.E. of regression	165.8626	Akaike info criterion		13.11415
Sum squared resid	935354.0	Schwarz criterion		13.20212
Log likelihood	-234.0547	Durbin-Watson stat		1.777664

Modelo 2. Modelo VAR en niveles con un retardo: LNAE

Method: Least Squares. Sample(adjusted): 1965 2000, observations 36				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	200.4802	666.6375	0.300733	0.7655
LNAE(-1)	0.963638	0.112841	8.539781	0.0000
VNAES95(-1)	0.007113	0.010316	0.689521	0.4953
R-squared	0.958554	Mean dependent var		9843.740
Adjusted R-squared	0.956042	S.D. dependent var		1392.669
S.E. of regression	291.9886	Akaike info criterion		14.27096
Sum squared resid	2813493.	Schwarz criterion		14.40292
Log likelihood	-253.8773	F-statistic		381.6088
Durbin-Watson stat	0.613672	Prob(F-statistic)		0.000000

## Relación a largo plazo de los modelos 4 y 5 (modelos CE): LNAE

Method: Least Squares. Sample: 1964 2000, observations 37.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5555.090	258.0399	21.52802	0.0000
VNAES95	0.090563	0.005280	17.15246	0.0000
R-squared	0.893684	Mean dependent var		9772.548
Adjusted R-squared	0.890646	S.D. dependent var		1439.854
S.E. of regression	476.1405	Akaike info criterion		15.22184
Sum squared resid	7934843.	Schwarz criterion		15.30892
Log likelihood	-279.6041	F-statistic		294.2069
Durbin-Watson stat	0.225057	Prob(F-statistic)		0.000000

## Modelo 3. CE sin relación contemporánea: D(LNAE)

Method: Least Squares. Sample(adjusted): 1966 2000, observations 35.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNAE(-1))	0.846652	0.110749	7.644778	0.0000
D(VAES95(-1))	-0.051863	0.153767	-0.337281	0.7381
UF(-1)	-0.207940	0.080116	-2.595475	0.0141
R-squared	0.530804	Mean dependent var		164.2952
Adjusted R-squared	0.501479	S.D. dependent var		287.5067
S.E. of regression	202.9970	Akaike info criterion		13.54608
Sum squared resid	1318649.	Schwarz criterion		13.67939
Log likelihood	-234.0563	Durbin-Watson stat		1.756929

## Modelo 4. CE con relación contemporánea: D(LNAE)

Method: Least Squares. Sample(adjusted): 1966 2000, observations 35				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNAE(-1))	0.470271	0.135053	3.482112	0.0015
D(VNAES95)	0.088130	0.023185	3.801095	0.0006
UF(-1)	-0.124686	0.070161	-1.777148	0.0851
R-squared	0.675604	Mean dependent var		164.2952
Adjusted R-squared	0.655329	S.D. dependent var		287.5067
S.E. of regression	168.7913	Akaike info criterion		13.17702
Sum squared resid	911696.5	Schwarz criterion		13.31034
Log likelihood	-227.5978	Durbin-Watson stat		1.423456

## Modelo 5. Modelo autoregresivo AR(1): LNAE

Method: Least Squares. Sample(adjusted): 1965 2000, observations 36.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-183.5614	363.4841	-0.505005	0.6168
LNAE(-1)	1.037011	0.037258	27.83333	0.0000
R-squared	0.957957	Mean dependent var		9843.740
Adjusted R-squared	0.956720	S.D. dependent var		1392.669
S.E. of regression	289.7274	Akaike info criterion		14.22971
Sum squared resid	2854027.	Schwarz criterion		14.31768
Log likelihood	-254.1348	F-statistic		774.6944
Durbin-Watson stat	0.645894	Prob(F-statistic)		0.000000

La comparación de estos modelos no puede realizarse mediante el  $R^2$  pues este coeficiente no es indicado para comparar modelos con variables en niveles y en incrementos, así que atendemos a los criterios Akaike y Schwarz y, sobre todo a la Suma de Cuadrados de los

Errores dividida por el número de observaciones, es decir al Error Cuadrático Medio, ECM, ya que los residuos de un modelo son iguales para la variable en niveles o en incrementos.

El modelo 1 tiene un ECM igual a 25982, lo que implica una Raíz del Error Cuadrático Medio de sólo 161.2, lo que supone un porcentaje, %RECM, de sólo un 1.6% respecto al valor medio de LNAE durante el período muestral.

Los modelos 2 y 5 tienen el mismo número de observaciones que el modelo 1, 36, y una Suma de Cuadrados de Errores mucho mayor y por lo tanto peores valores de ECM y peores ajustes. El modelo 4 tiene una Suma de Cuadrados de Errores mayor que el modelo 1, a pesar de tener sólo 35 observaciones, y por lo tanto presenta un peor ajuste. El modelo 4 tiene una ECM de 26048, y una RECM de 161.4 y por lo tanto tiene una bondad del ajuste casi tan buena como la del modelo 1.

Modelo 6. VAB de los Servicios y otros sectores no agrarios:VSX95E

Method: Least Squares. Sample(adjusted): 1965 2000, observations 36				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VM95E)	1.525686	0.249148	6.123600	0.0000
VSX95E(-1)	1.021080	0.002871	355.6909	0.0000
R-squared	0.998311	Mean dependent var		37370.70
Adjusted R-squared	0.998261	S.D. dependent var		11798.55
S.E. of regression	492.0278	Akaike info criterion		15.28890
Sum squared resid	8231104.	Schwarz criterion		15.37687
Log likelihood	-273.2002	Durbin-Watson stat		0.951055

Modelo 7.VAB de los Servicios y otros sectores no agrarios:VSX95E

Method: GLS. Sample(adjusted): 1966 2000, observations 35				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VM95E)	1.214389	0.266056	4.564416	0.0001
VSX95E(-1)	1.024568	0.004782	214.2560	0.0000
AR(1)	0.583740	0.153719	3.797441	0.0006
R-squared	0.998680	Mean dependent var		37920.25
Adjusted R-squared	0.998597	S.D. dependent var		11493.84
S.E. of regression	430.5078	Akaike info criterion		15.04962
Sum squared resid	5930784.	Schwarz criterion		15.18294
Log likelihood	-260.3684	Durbin-Watson stat		1.782437
Inverted AR Roots	.58			

Los modelos 6 y 7 ponen de manifiesto el importante impacto positivo del VAB real manufacturero, VM95E, sobre los sectores de Servicios y otros sectores no agrarios, VSX95E. El modelo 6 está estimado por mínimos cuadrados ordinarios, LS, y el modelo 7 por mínimos cuadrados generalizados, GLS.

Además del importante impacto positivo de los incrementos de VM95E sobre VSX95E, observamos que la evolución dinámica de este sector está caracterizada por un coeficiente de la variable retardada significativamente mayor que la unidad. Ello indica que VNA95E crece en torno a un 2% anual en ausencia de incrementos en VM95E, debido a la influencia de otras variables, como pueden ser el turismo y el incremento del patrimonio público y privado.

Los modelos 8, 9 y 10 expresan la relación entre el empleo y el valor añadido de los correspondientes sectores.

Modelo 8. Empleo de los servicios y otros sectores no agrarios:LSXE

Method: Least Squares. Sample(adjusted): 1977 2000, observations 24				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VSX95E)	0.271474	0.030470	8.909700	0.0000
LSXE(-1)	0.979577	0.005928	165.2524	0.0000
R-squared	0.993725	Mean dependent var		7716.604
Adjusted R-squared	0.993440	S.D. dependent var		1375.285
S.E. of regression	111.3926	Akaike info criterion		12.34365
Sum squared resid	272982.7	Schwarz criterion		12.44182
Log likelihood	-146.1238	Durbin-Watson stat		1.582902

Modelo 9. LS. Empleo manufacturero: LME

Method: Least Squares. Sample: 1977 2000, observations 24				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VM95E)	0.273374	0.038327	7.132737	0.0000
LME(-1)	0.968852	0.005280	183.4928	0.0000
R-squared	0.950089	Mean dependent var		2675.353
Adjusted R-squared	0.947821	S.D. dependent var		248.1785
S.E. of regression	56.69089	Akaike info criterion		10.99276
Sum squared resid	70704.86	Schwarz criterion		11.09093
Log likelihood	-129.9131	Durbin-Watson stat		1.240283

Modelo 10. GLS. Empleo manufacturero: LME

Method: GLS. Sample: 1978 2000, observations 23				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VM95E)	0.234780	0.044580	5.266509	0.0000
LME(-1)	0.973701	0.008555	113.8128	0.0000
AR(1)	0.458636	0.217647	2.107246	0.0479
R-squared	0.945862	Mean dependent var		2651.658
Adjusted R-squared	0.940448	S.D. dependent var		224.2860
S.E. of regression	54.73330	Akaike info criterion		10.96393
Sum squared resid	59914.67	Schwarz criterion		11.11204
Log likelihood	-123.0852	Durbin-Watson stat		2.014765
Inverted AR Roots	.46			

En las ecuaciones de empleo, tanto de LSXE como de LME observamos que el coeficiente de la variable endógena retardada es significativamente menor que 1, lo que indica que en ausencia de incrementos en la variable exógena el empleo tiende a decrecer, al menos mientras las condiciones de competitividad impulsen a aumentar el VAB real por trabajador.

Por último presenta estimaciones de panel con datos de las 17 Comunidades Autónomas, CCAA, españolas, durante el período 1977-97, para la tasa de empleo no agrario por cada mil habitantes LNA?H.

## Modelo 11. Estimación de panel para LNA?H: Homogeneidad

Method: Pooled Least Squares. Sample: 1977 1997				
Included observations: 21. 17 cross-sections. Total panel (balanced) 357				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VNA?95H/)	0.115090	0.012000	9.590935	0.0000
LNA?H(-1)	0.992404	0.002187	453.7107	0.0000
R-squared	0.958791	Mean dependent var		260.9926
Adjusted R-squared	0.958675	S.D. dependent var		43.26531
S.E. of regression	8.795257	Sum squared resid		27461.58
Log likelihood	-1281.752	F-statistic		8259.548
Durbin-Watson stat	1.413957	Prob(F-statistic)		0.000000

## Modelo 12. Estimación de panel para LNA?H: Heterogeneidad

Method: Pooled Least Squares. Sample: 1977 1997				
Included observations: 21. 17 cross-sections. Total panel (balanced) 357				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNA?H(-1)	0.991388	0.002139	463.3898	0.0000
D(VNAANH)	0.209813	0.061857	3.391900	0.0008
D(VNAARH)	0.140815	0.038436	3.663659	0.0003
D(VNAASH)	0.040679	0.040801	0.997008	0.3195
D(VNABLH)	0.095968	0.033797	2.839549	0.0048
D(VNACNH)	0.193687	0.045662	4.241742	0.0000
D(VNACBH)	0.134245	0.046256	2.902200	0.0039
D(VNACLH)	0.093924	0.048477	1.937504	0.0535
D(VNACMH)	0.168425	0.047522	3.544165	0.0004
D(VNACTH)	0.175366	0.033606	5.218359	0.0000
D(VNACVH)	0.196949	0.053693	3.668065	0.0003
D(VNAEXH)	0.074146	0.057207	1.296085	0.1958
D(VNAGAH)	0.140902	0.050584	2.785496	0.0056
D(VNAMAH)	0.172449	0.035930	4.799612	0.0000
D(VNAMUH)	0.091892	0.043765	2.099660	0.0365
D(VNANAH)	0.144404	0.031402	4.598507	0.0000
D(VNAPVH)	0.171078	0.040619	4.211752	0.0000
D(VNARIH)	0.020283	0.023070	0.879175	0.3799
R-squared	0.963257	Mean dep.var		260.9926
Adjusted R-squared	0.961415	S.D. dependent var		43.26531
S.E. of regression	8.498685	Sum squared resid		24485.17
Log likelihood	-1261.275	F-statistic		522.7806
Durbin-Watson stat	1.450763	Prob(F-statistic)		0.000000

El modelo 11 está estimado bajo la hipótesis de homogeneidad de coeficientes y sus resultados se comparan con los del modelo 12, el cual supone heterogeneidad del coeficiente de la variable exógena y homogeneidad del coeficiente de la endógena retardada.

El contraste de homogeneidad de la F de Snedecor, basado en el incremento de la Suma de Cuadrados de los Errores, SCE, casi permite aceptar la hipótesis homogeneidad, pues el valor de este estadístico resultó igual a 2.57 siendo el valor crítico de rechazo para un nivel de significación del 5% igual a 1.67 y para un nivel de significación del 1% igual 2.04.

Aunque no se acepte la homogeneidad total hay que interpretar el resultado de este test como indicativo de una alto grado de homogeneidad, pues el incremento de la SCE debido a la no consideración de la heterogeneidad supone sólo un 12% del valor de dicha suma en el modelo 12. Cuando la heterogeneidad es elevada dicho porcentaje es generalmente superior al 50%.

En los modelos 11 y 12 el coeficiente de la variable retardada es significativamente menor que 1, y por lo tanto indica que en ausencia de incrementos en el VAB real no agrario la tasa de empleo tiende a disminuir, lo que confirma la gran importancia que en general tiene el incremento del VAB real manufacturero para impulsar el empleo regional en los sectores no agrarios.

En Guisán y Aguayo(1996) realizamos predicciones del empleo en el sector servicios de las regiones españolas en el año 2000, de acuerdo con 3 hipótesis: una hipótesis mínima con escaso incremento del VAB manufacturero, y otras dos hipótesis con incrementos de dicho VAB. Las predicciones eran de 7.3 millones de ocupados en los servicios bajo la hipótesis mínima, 10.2 bajo la hipótesis media y 11.0 bajo la hipótesis máxima. La realidad se situó en torno a 9.2 millones, más cercana a la hipótesis media que a la mínima, lo que indica una evolución bastante positiva de la inversión manufacturera durante el período 1995-2000.

## 5. Conclusiones

La creación de empleo debe ser un objetivo real en el que se tengan en cuenta los resultados de la investigación. De los temas aquí analizados destacamos la siguientes conclusiones:

- 1) Las regiones españolas necesitan incrementar de forma importante el valor añadido no agrario para crear empleo en los sectores correspondientes. Este incremento en general sólo es posible si aumenta el valor añadido real de las industrias manufactureras, que debería tender a duplicarse para alcanzar un alto nivel de empleo.
- 2) El estancamiento del sector manufacturero en el período 1976-85 es la causa principal de las elevadísimas tasas de paro que alcanzaron las regiones españolas a finales de los años ochenta. El incremento de la inversión manufacturera en la década de los noventa es el principal factor explicativo del crecimiento del empleo no agrario especialmente en los sectores de servicios.
- 3) Los modelos 1 a 5 explican la evolución del empleo no agrario de España en el período 1965-2000 bajo diferentes especificaciones, obteniéndose los mejores resultados con el modelo 1, dinámico mixto, y el 4, CE con relación contemporánea. Los modelos econométricos 6 a 11 muestran el importante efecto del VAB manufacturero sobre el empleo regional.

## Bibliografía

- ADAMS, F.G, BROOKING, C.G. y GLICKMAN, N.J.(1975). "On the Specification and Simulation of a Regional Econometric Model: A Model of Mississippi". *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 57, n. 3, pp. 286-298.
- BACCHETTA, Ph.(1994). "Inversión industrial y crecimiento en la Comunidad Europea". En *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*. Institut d'Anàlisi Econòmica. Vol. 2, pp. 405-449.
- GIRALDEZ, E.(1986)."La inversión industrial: algunas consideraciones en torno a su comportamiento sectorial y espacial durante la crisis de los setenta". *Situación* 1986/1, pp.62-98
- GLICKMAN, N.J.(1977). "Econometric Analysis of Regional Systems: Explorations in Model Building and Policy Analysis". *Studies in Urban Economics*. Academic Press, New York.
- GUISÁN, M.C.(1995). "Producción industrial y creación de empleo: una comparación internacional en el período 1964-1994". *IX Reunión Asepelt-España* (Santiago de Compostela) y documento nº1 de la serie Economic Development.<sup>1</sup>

GUISÁN, M.C., CANCELO, M.T. y NEIRA, I.(2001). “Predicciones con el modelo de Galicia”. En: CABRER, B., ed.(2001) “*Análisis regional. El Proyecto Hispalink*”. Mundi-Prensa. Madrid.

GUISÁN, M.C. y AGUAYO, E.(2001). “Employment and Regional Development in France”. *Applied Econometrics and International Development*, Vol. 1-1, pp. 63-94.

GUISÁN, M.C. y AGUAYO, E.(2001). “Employment and Regional Development in Germany”. *Applied Econometrics and International Development*, Vol. 1-2, pp. 59-92.

GUISÁN, M.C. y AGUAYO, E.(1996). “Impacto de la inversión industrial sobre el empleo de las regiones españolas en el período 1976-95”. *X Reunión Anual, Asepelt-España* (Albacete) y documento nº10 de la serie *Economic Development*.<sup>1</sup>

HALL, O.P. y LICARI, J. A.(1974). "Building Small Region Econometric Models: Extension of Glickman's Structure to Los Angeles". *Journal of Regional Science*. Vol. 14. n.3, pp. 337-353.

INE(varios años). “*Encuesta de población activa*”.

MAULEON, I.(1985). "La inversión en bienes de equipo: determinantes y estabilidad". Documentos de trabajo del Banco de España nº 15.

MAS, M., PEREZ, F. y URIEL, E.(1995). “El stock de capital en España y en sus comunidades autónomas”. Vol. I, II y III. Fundación BBV.

<sup>1</sup> Documentos accesibles en <http://www.usc.es/economet>