

## CRISIS ECONOMICA Y CRECIMIENTO URBANO EN ESPAÑA(1970-1981)

M<sup>a</sup> del Carmen Guisán Seijas  
Departamento de Econometría  
Facultad de Económicas de Santiago de Compostela

### 1.- Introducción

La tendencia a la concentración de la población española en municipios de tamaño medio o grande ha sido constante a lo largo del siglo XX. Así mientras la población de los municipios menores de veinte mil habitantes pasó a suponer un 78,6% del total en 1900 a un 37,4% en 1981, la de los municipios mayores aumentó de forma importante su participación en el total. La concentración se produjo especialmente en los municipios mayores de cien mil habitantes, los cuales pasaron de suponer sólo un 8,9% de la población en 1900 a un 41,6% en 1981.

La concentración de la renta y el empleo en determinadas áreas y municipios ha impulsado importantes movimientos migratorios interiores, que han dado lugar a este proceso de concentración urbana. Dado que la distribución espacial de la renta y el empleo es fundamental para explicar la evolución de los núcleos de población es lógico suponer que la crisis económica actual haya tenido alguna incidencia en el proceso de concentración urbana de la población.

En efecto, la crisis económica iniciada en 1973, cuyos efectos sobre la economía española han comenzado a sentirse fundamentalmente a partir de 1975, ha afectado a la evolución de este proceso provocando una disminución en el ritmo de crecimiento de la concentración de la población, pero sin invertir la tendencia positiva de este proceso. Los datos del Cuadro nº 1 corroboran esta afirmación, mostrando la evolución de la población de los 50 municipios que en 1981 tenían más de cien mil habitantes. De estos datos se deduce que la participación de estos municipios en la población total pasó del 38,9% en 1970 al 40,84% en 1975 (lo que supone una tasa de crecimiento anual de dicha participación del 0,98%), mientras que en el período 1975-81 dicha participación creció según una tasa anual del 0,35%, alcanzando un valor de 41,59% en 1981.

El objetivo de este trabajo es cuantificar, mediante un modelo econométrico, la relación existente entre el proceso de concentración urbana y las variables fundamentales que inciden en él. Las limitaciones existentes de datos estadísticos han impedido completar el estudio como hubiera sido deseable, efectuando varias especificaciones alternativas y comparando sus resultados. A pesar de ello, del estudio empírico realizado se deducen algunas conclusiones

de interés, tanto respecto al carácter significativo de algunos parámetros como respecto a la orientación de otros estudios del proceso de crecimiento urbano que podrán desarrollarse cuando estén disponibles datos más amplios que los actuales.

Cuadro nº 1

Población de derecho correspondiente a los 50 municipios españoles con mayor población en 1981.

	1970	1975	1981
Población de los 50 municipios	13.425.523	14.708.964	15.671.524
Total nacional	34.041.531	36.012702	37.682.355
% del total	38,9	40,84	41,59

En la próxima sección se presenta el modelo econométrico utilizado, mientras que en la sección 3 figuran los resultados de las estimaciones y se efectúa el correspondiente análisis. Finalmente la sección 4 presenta las conclusiones.

## 2. Crecimiento urbano mediante un modelo probabilístico.

Las estadísticas referentes a movimientos migratorios interiores revelan la existencia de un grado importante de movilidad intraprovincial, y por ello puede ser conveniente analizar por una parte los movimientos interprovinciales y por otra los movimientos intraprovinciales, es decir la evolución de la distribución espacial de la población dentro de cada provincia.

Un enfoque habitual para explicar la evolución de la población de distintas provincias o regiones consiste en considerar el crecimiento vegetativo y el saldo migratorio, explicando este último mediante un modelo econométrico. Así en el modelo de Salvatore (1977) el saldo migratorio entre la región  $i^a$  y  $j^a$  (dividido por la población activa de la región  $i^a$ ) es función de las diferencias salariales y de la diferencia en las tasas de desempleo de ambas regiones.

Otros autores incorporan otras variables explicativas, como Goss y Chang (1983), quienes analizan la emigración interestatal de Estados Unidos mediante un modelo en el que la variable explicada es la proporción de los emigrantes del estado  $i^o$  que se dirigen hacia el estado  $j^o$ . Las variables explicativas son: el cociente entre las rentas medianas de ambos estados, las tasas de paro, el co-

ciente entre las temperaturas medias anuales, la distancia y una variable stock, definida como el número de personas nacidas en el estado  $i^o$  que residen en el  $j^o$ . Este modelo no explica el número de emigrantes procedentes del estado  $i^o$  sino las proporciones de dicho número que se dirigen a los demás estados.

El modelo que aquí utilizaremos considera que las diferencias de renta per cápita y la evolución de la renta y el empleo son las variables de mayor incidencia en los movimientos migratorios, y su especificación es la siguiente:

$$(1) \quad p_{it} = p_{it}^* + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \epsilon_{it}$$

para  $i=1,2,3$ ;

siendo  $p_i$  la proporción de habitantes del conjunto total (la nación, por ejemplo, o la provincia) que viven en el área  $i^a$ ;  $p_i^*$  es la proporción de habitantes que correspondería a dicha área en ausencia de movimientos migratorios y por lo tanto está determinada por el valor anterior de  $p_i$  y el crecimiento vegetativo. Las demás variables incluidas en la relación recogen el efecto de los movimientos migratorios, y son las siguientes:

$$(2) \quad X_{1it} = R_{i,t-s} - P_{i,t-s}$$

$$(3) \quad X_{2it} = R_{it} - R_{i,t-s}$$

$$(4) \quad X_{3it} = E_{it} - E_{i,t-s}$$

donde  $R_{it}$  representa la proporción de la renta del área  $i^a$  respecto a la renta del conjunto total en el año  $t$ , mientras que  $E_{it}$  representa la proporción del empleo total.

La primera de estas tres variables suponen un efecto de atracción (si su valor es positivo) o de expulsión (si su valor es negativo). Esta variable será positiva en todas las áreas con renta per cápita superior a la del conjunto total y negativa en el caso de las áreas con renta per cápita inferior a la media.

La segunda variable acentúa o disminuye el efecto inicial de atracción o expulsión, y además sus variaciones posibilitan la movilidad demográfica, ya que su incremento favorece la integración de los inmigrantes potenciales y su disminución favorece la expulsión de los emigrantes potenciales.

Finalmente, la tercera variable mide el incremento en la participación en el empleo y su influencia en la variable  $p_i$  se debe a que posibilita la movilidad de los emigrantes o inmigrantes potenciales.

De acuerdo con esta especificación la  $E p_i$  coincidirá con  $p_i^*$  cuando se anulen los valores de  $X_1$ ,  $X_2$  y  $X_3$ , es decir cuando la renta per cápita coincida en el período inicial con la renta per cápita del conjunto total, y cuando además no se produzcan variaciones ni en la participación de la renta ni en la del empleo.

Por tratarse de un modelo probabilístico de tipo lineal la perturbación no será homocedástica sino que la varianza de la perturbación se modifica en cada observación, siendo igual a:

$$E \epsilon_i = P_i (1 - P_i) / n$$

donde  $P_i$  es la esperanza matemática de  $p_i$  condicionada a un conjunto de valores de las variables explicativas y  $n$  es el número de habitantes del conjunto total.

Por este motivo el procedimiento de estimación apropiado es mínimos cuadrados generalizados utilizando el valor de  $\hat{p}_i$  obtenido en la estimación mínimo-cuadrática ordinaria como estimador de la probabilidad desconocida  $P_i$ .

Una característica interesante de esta especificación reside en que la relación (1) garantiza el cumplimiento de la condición:

$$(5) \quad \sum_{i=1}^m \hat{p}_{it} = 1$$

siendo  $m$  el número de áreas consideradas dentro del conjunto total.

El cumplimiento de esta condición queda garantizado por el hecho de que el sumatorio de  $p_{it}^*$  es siempre igual a la unidad y los sumatorios de  $X_{1it}$ ,  $X_{2it}$  y  $X_{3it}$  para todo  $i$  ( $i=1, \dots, m$ ) son todos nulos.

En la próxima sección expondremos los resultados obtenidos al estimar el modelo en las siguientes condiciones: a) Considerando cada una de las 50 provincias españolas como un área. b) Considerando cada provincia como un conjunto total y definiendo varias áreas dentro de cada provincia. c) Considerando la región gallega como conjunto total y considerando 38 áreas dentro de la región.

Las áreas consideradas y el desfase temporal utilizado han estado condicionados por la disponibilidad de datos estadísticos y, como veremos al analizar los resultados, no son siempre los más apropiados para la estimación del modelo.

### 3.- Resultados de las estimaciones

Los datos utilizados proceden de los Censos de Población y otras publicaciones del INE, así como de las publicaciones del Banco de Bilbao para la renta provincial y de Banesto para la renta municipal. Las mayores dificultades se han presentado en relación con los

datos de empleo a nivel municipal, ya que si bien el censo de 1970 presenta datos para municipios mayores de diez mil habitantes, la demora en la publicación de los datos correspondientes al censo de 1981 no permite conocer las cifras actuales.

Para obviar esta dificultad se han considerado las tasas de actividad de los municipios mayores de cincuenta mil habitantes en 1981 iguales a las correspondientes a 1970, mientras que para el resto de los municipios de cada provincia se ha considerado la tasa de actividad resultante de restar a los datos de la Encuesta de Población Activa, correspondientes a la actividad de cada provincia en 1981, los datos correspondientes a los municipios mayores de cincuenta mil habitantes. La diferencia entre la población activa así estimada y los datos de paro facilitados por el INEM constituye la estimación del empleo correspondiente a cada área.

Otra dificultad importante se ha presentado en relación con el desfase temporal, ya que si existiesen datos anuales para todas las variables podría efectuarse la elección del desfase temporal más adecuado. Hubiera sido interesante disponer al menos de datos suficientes para considerar por separado los quinquenios 1970-75 y 1975-81, pero ello no ha sido posible a nivel municipal. El período  $t$  considerado en las estimaciones será por lo tanto 1981 y el período  $t-s$  corresponde a 1970.

Los resultados de la estimación a nivel provincial se presentan en el Cuadro nº 2. En este caso cada provincia es un área y el conjunto total es el total nacional. La variable  $p_{it}^*$  es la proporción de la población total que correspondería a cada provincia en el año 1981 de acuerdo con sus tasas de crecimiento vegetativo. La variable empleo se refiere en este caso al empleo no agrario, y por lo que respecta a la renta se consideran las proporciones correspondientes a 1971 y 1979.

Cuadro nº 2

Resultados de la estimación del modelo (1) con datos de las 50 provincias españolas en el período 1970-81.

	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$R^2$
Estimación MCO	0.236590 (0.0113)	0.250853 (0.0414)	0.296986 (0.0709)	0.91
Estimación MCO	0.275401 (0.0167)	0.291361 (0.0480)	0.273497 (0.0843)	0.86

Nota: Los términos entre paréntesis son las correspondientes desviaciones típicas estimadas.

Según estos resultados las tres variables explicativas tienen un efecto estadísticamente significativo sobre el regresando. No existen grandes diferencias entre los estimadores mínimo-cuadrático ordinarios y los generalizados. Los estimadores de los parámetros son insesgados en ambos casos pero los estimadores de las desviaciones típicas son sólo insesgados en el caso de la estimación mínimo-cuadrático generalizada, ya que en este caso los estimadores MCO de las desviaciones típicas son sesgados a causa de la heterocedasticidad.

La bondad del ajuste es muy elevada ya que la raíz del error cuadrático medio:

$$(6) \quad \text{RECM} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{50} (p_{it} - \hat{p}_{it})^2}{50}}$$

resultó en el caso de que  $p_{it}$  fuese el valor de la proporción de la provincia  $i^a$  estimado mediante la estimación MCO igual a 0,0005 (error que implica un error del 1% en provincias con una proporción de población igual al 5% del total nacional), mientras que la raíz del error cuadrático medio en el caso de que hubiésemos considerado  $p_{it}^*$  como estimación de  $p_{it}$  sería igual a 0,0019. La inclusión de las variables  $X_1$ ,  $X_2$  y  $X_3$  supone por lo tanto una reducción muy importante en el error de estimación de  $p_{it}$ .

Con objeto de conocer la relación existente entre la movilidad intraprovincial y las variables explicativas consideradas hubiera sido deseable considerar en cada provincia varias áreas de población, generalmente definidas en torno a los principales núcleos de población, con objeto de analizar la incidencia que las variaciones en las variables explicativas tiene sobre la movilidad entre las áreas. Sin embargo sólo fué posible realizar este planteamiento con datos de Galicia ya que en los demás casos no dispusimos de datos suficientes.

La estimación realizada considerando cada una de las 50 provincias españolas como conjunto total y definiendo varias áreas dentro de cada provincia debe de considerarse como meramente orientativa dadas las deficiencias ocasionadas por las limitaciones de datos. Dichas deficiencias afectan fundamentalmente a las estimaciones del empleo y al criterio utilizado en la clasificación de las áreas. En este caso el empleo se refiere al empleo total (y no al empleo no agrario como en el caso anterior), y  $p_{it}^*$  es la proporción de cada área dentro de su provincia en el período inicial.

Las áreas consideradas dentro de cada provincia son cada uno de los municipios que en 1970 tenían más de cincuenta mil habitantes y el resto de la provincia. Ello da un total de 110 áreas correspondientes a las 40 provincias que en dicho año tenían algún municipio mayor de cincuenta mil habitantes. Asumiendo homogeneidad de parámetros en todas las provincias utilizamos la muestra conjuntamente para estimar la relación (1). El resultado de la estimación mínimo-cuadrática ordinaria fué:

$$(7) \hat{p}_{it} = p_{it}^* + 0.159910 X_{lit} + 0.241568 X_{2it} + 0.489557 X_{3it}$$

$$(0.0264) \quad (0.0416) \quad (0.0553)$$

$$R^2 = 0.78$$

siendo los términos entre paréntesis los correspondientes estimaciones de las desviaciones típicas de los estimadores.

La estimación mínimo-cuadrática generalizada no proporcionó en este caso resultados similares a la estimación MCO, sino que condujo a un estimación muy elevada de  $\beta_3$  ( $\hat{\beta}_3 = 0.9787$ ) y a valores estimados muy próximos a cero para los otros dos parámetros, los cuales no resultaron estadísticamente significativos. Dichos resultados son sin duda anómalos y se deben a las diversas deficiencias ya señaladas de los datos, especialmente en lo que respecta al criterio que tuvo que utilizarse en la delimitación de áreas.

Se observa que en las grandes áreas urbanas existen disparidades importantes entre el valor de  $p_i$  estimado por el modelo y el verdadero valor de dicha proporción. Así por ejemplo en el caso de Madrid la proporción de población respecto a su provincia pasó de 0.8457 en 1970 a 0.6740 en 1981, mientras que el valor estimado por el modelo para este último año sería de 0.7906. La sobrevaloración de esta estimación puede deberse en parte a una sobrevaloración del empleo estimado, pero otra parte importante se debe a no haber considerado un área más amplia que incluya a las personas que trabajando en el municipio de Madrid residen en otro municipio.

La bondad del ajuste no fué en este caso muy elevada ya que la RECM de la relación (7) resultó igual a 0.024 (lo que supone un error del 10% para un municipio cuya población sea igual al 24% del total provincial y un 5% para un municipio cuya población sea el 48% del total provincial). Esta estimación supone sin embargo una reducción del 50% en el error que se cometería estimando  $p_{it}$  mediante su valor inicial, es decir suponiendo que en 1981 se mantuviesen las proporciones de 1970, ya que en dicho caso la RECM sería igual a 0.050.

Finalmente, el modelo (1) se estimó considerando 38 áreas de Galicia, siendo el conjunto total la población regional y siendo, por lo tanto,  $p_i$  la proporción que la población del área  $i^a$  representa en el total regional. Estas áreas son las correspondientes a las Oficinas de Empleo existentes.

En las estimaciones anteriores se utilizó como dato de población el correspondiente a la población de derecho, por considerar este criterio más representativo de la población residente que el correspondiente a la población de hecho, ya que este último dato está en algunos casos muy afectado por la población transeunte. En el

caso de Galicia pareció más oportuno utilizar como población residente la población de hecho, con dos excepciones que fueron Ferrol y Santiago, en los que se consideró la población de derecho por tener ambos municipios un valor elevado de población transeunte.

Como valores de  $p_{it}^*$  se consideraron las proporciones correspondientes a la población de cada área en 1970, y como variable empleo se consideró el empleo total. Los resultados de las estimaciones figuran en el Cuadro nº 3.

Cuadro nº 3

Resultados de la estimación del modelo (1) con datos de 38 áreas de Galicia en el período 1970-1981.

Método de estimación	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	
Estimación MCO	0.233843 (0.0139)	0.270492 (0.0617)	0.120431 (0.0378)	0.94
Estimación MCG	0.239651 (0.0201)	0.359554 (0.0707)	0.122627 (0.0380)	0.88

Los términos entre paréntesis son, al igual que en los casos anteriores, las desviaciones típicas estimadas, y por lo tanto los resultados obtenidos muestran que todos los parámetros son estadísticamente significativos.

La bondad de ajuste fué muy elevada, siendo la RECM de la estimación MCO igual a 0.0011 (lo que supone un error del 1% para un área con una población del 10% del total regional). Si utilizásemos  $p_{it}^*$  como estimador de  $p_{it}$  la RECM sería igual a 0.0044, y por lo tanto el modelo supone una reducción sensible en el error de estimación.

Los resultados obtenidos permiten deducir una buena adaptación del modelo tanto en el caso de las estimaciones efectuadas para las 50 provincias españolas como en el caso de las 38 áreas de Galicia. Sin embargo en ninguno de los dos casos la varianza estimada para la perturbación en el modelo transformado tomó un valor como el que correspondería a la transformación de un modelo probabilístico de tipo lineal con heterocedasticidad como la indicada. En este sentido hay que señalar que una mejoría importante podría obtenerse utilizando un desfase temporal más reducido, lo que requeriría una mayor disponibilidad de datos.

El modelo no es apropiado en cambio para explicar la distribución de la población a nivel municipal. Es preferible utilizar el modelo para estimar la proporción de diversas áreas en relación con una provincia o región, mientras que la distribución dentro de

cada área debe explicarse mediante un modelo en el que, junto a variables relacionadas con la renta y el empleo, se incluyan variables de distancia (como la distancia a la capital, a la carretera radial, etc., como se incluyen en Rodríguez Osuna (1983), y otras variables que pueden afectar a dicha distribución espacial (coste de la vivienda, áreas de esparcimiento, etc.).

#### 4. Conclusiones

El objeto de este trabajo ha sido analizar si, además de las diferencias de renta per cápita, los movimientos migratorios se ven influidos por las variaciones de la renta y el empleo en las distintas áreas. Para ello se ha elaborado un modelo econométrico que permite afirmar el efecto significativo de dichas variables sobre la evolución demográfica de las distintas áreas.

Los coeficientes estimados son todos positivos, como cabría esperar a priori, indicando que las áreas con renta per cápita más elevada y cuya renta y empleo crecen en mayor proporción que las del conjunto total son las que tienen una mayor capacidad de atracción, de forma que la población de dichas áreas supone una proporción de la población total que crece a través al tiempo.

La bondad del ajuste fué muy elevada tanto en las estimaciones correspondientes a las 50 provincias (con una RECM = 0.0005) como en las estimaciones correspondientes a 38 áreas de Galicia (con una RECM = 0.0011).

El modelo puede ser utilizado para predecir la población de las distintas áreas en función de las perspectivas de evolución del empleo y de la renta, teniendo en cuenta la situación inicial en relación con la diferencia entre la proporción de renta y la proporción de población de cada área.

El incremento de la renta y el empleo en un área puede proceder de factores exógenos (como la instalación de determinadas industrias, o la ubicación de determinados servicios públicos), lo que origina un incremento de población. Este incremento de población actúa a su vez como un factor endógeno que favorece la expansión del comercio y de otros servicios, lo que explica que las áreas más pobladas, en ausencia de modificaciones importantes en la distribución espacial de los factores exógenos, tiendan a crecer más que las áreas menos pobladas.

Finalmente hay que señalar que el modelo es adecuado para explicar las diferencias de crecimiento demográfico de distintas áreas pero no las diferencias dentro de cada área, entendiendo el área como un espacio geográfico en torno a uno o varios núcleos urbanos en las que existe una importante movilidad diaria en relación con el trabajo, la vivienda y el esparcimiento. La distribución de la población dentro de un área no depende solamente de la renta y el empleo sino de otros factores como distancia, coste de la vivienda, etc.

Referencias Bibliográficas

Goss, E. y Chang, H.S. (1983). Changes in elasticities of interstate migration: implications of alternative functional forms. *Journal of Regional Science*, vol. 23 n° 2, pp. 223-232.

Rodríguez Osuna, J. (1983). Proceso de urbanización y desarrollo económico en España. *Ciudad y territorio*, n° 55, pp. 25-42.

Salvatore, D. An econometric analysis of internal migration in Italy. *Journal of Regional Science*, vol. 17 n° 3, pp. 395-408.