

LA DINÁMICA TERRITORIAL DE LA POBLACIÓN ESPAÑOLA: UN PANORAMA Y ALGUNOS RESULTADOS PROVISIONALES*

ÁNGEL DE LA FUENTE
Instituto de Análisis Económico (CSIC)

En este trabajo se analiza la evolución de la distribución regional de la población española durante el período 1955-93. Tras repasar los “hechos estilizados” y la literatura relevante, se realiza un análisis empírico de los determinantes de la dinámica territorial de la población en el marco de un modelo dinámico adaptado de la literatura de crecimiento. Aunque el análisis debe considerarse relativamente provisional por diversos problemas econométricos y de falta de calidad de los datos, los resultados apuntan hacia una revisión posiblemente importante de la visión existente en la literatura sobre el grado de movilidad de la población española y sobre los determinantes de su dinámica territorial.

Palabras clave: migraciones regionales, amenidades, modelos migratorios de equilibrio y desequilibrio.

Clasificación JEL: R23, J61.

Entre 1950 y 1975 la distribución territorial de la población española experimentó una notable transformación como resultado de fuertes corrientes migratorias entre las zonas predominantemente rurales del interior del país y algunos núcleos industriales y urbanos situados en Madrid y diversas regiones periféricas. A partir del comienzo de la crisis industrial de los años setenta, este proceso migratorio se ralentiza y muestra incluso algunas señales de inversión. En las últimas dos décadas, las participaciones regionales en la población total del país han tendido a estabilizarse y, en algún caso, a invertir su tendencia histórica.

Ambas etapas del proceso han atraído la atención de numerosos investigadores tanto en el campo de la economía como en el de la demografía y en otras ciencias sociales. En los primeros estudios sobre el tema domina la preocupación sobre los elevados costes privados y sociales de los fuertes movimientos de pobla-

(*) Este trabajo ha sido financiado por el Fondo Europeo de Desarrollo Regional (a través del proyecto de investigación “Determinantes del crecimiento a nivel regional y nacional”), por la Fundación Caixa Galicia y por el Ministerio de Educación y Cultura a través del proyecto DGICYT PB95-0130. Agradezco los comentarios y sugerencias de Juan Francisco Jimeno y Manuel Hernández, así como la asistencia en la investigación de Juan Antonio Duro y Gloria del Ángel.

ción entonces en curso. En trabajos más recientes, por contra, se tiende a destacar los posibles efectos adversos del aparente descenso de la movilidad geográfica de la población sobre la capacidad de ajuste de las economías regionales ante posibles perturbaciones adversas y sobre sus perspectivas de convergencia en niveles de renta. En consecuencia, una buena parte de estos estudios se centran en la identificación de posibles “cambios estructurales” que serían los responsables de este descenso de la movilidad y en la formulación de medidas de política que podrían contribuir a mitigar el problema que esto supone.

En este trabajo se analiza la evolución de la distribución regional de la población española durante el período 1955-93. Tras repasar los “hechos estilizados” y la literatura relevante, en la parte central del estudio se realizará un análisis empírico de los determinantes de la dinámica territorial de la población. Aunque esto nos lleva inevitablemente a un análisis de los flujos migratorios, resulta útil plantear el problema como el de caracterizar la evolución de la distribución regional de la población. Esto nos permitirá disponer de un marco analítico y empírico algo más general que el utilizado habitualmente en la literatura sobre migraciones y adaptar a la cuestión que nos ocupa algunas técnicas y conceptos de la literatura reciente de crecimiento que pueden resultar muy útiles en este contexto. En este marco, en particular, es posible plantear algunas cuestiones sobre la naturaleza de un posible equilibrio a largo plazo y sobre la velocidad del proceso de convergencia hacia el mismo que, si bien están implícitas en buena parte de la literatura reciente sobre migraciones, resultan difíciles de estudiar de manera satisfactoria con los modelos habituales.

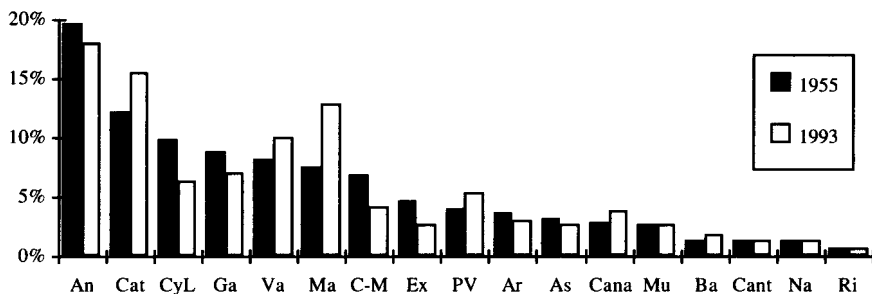
Aunque el análisis ha de considerarse “relativamente preliminar,” tanto por problemas de la fiabilidad de los datos como por cuestiones econométricas, sus resultados apuntan hacia algunas conclusiones interesantes. Primero, se detecta evidencia de un proceso de convergencia (condicional) en densidades relativas de población hacia una distribución estable que (en la ausencia de cambios en las variables exógenas del modelo) habría de interpretarse como un equilibrio a largo plazo con diferenciales compensadores. Segundo, si interpretamos la velocidad de ajuste hacia este equilibrio como un indicador de la movilidad de la población en respuesta a la existencia de diferenciales territoriales de utilidad esperada, la movilidad de la población española no sólo no se reduce sino que parece aumentar con el paso del tiempo. El descenso observado de la intensidad de los flujos migratorios netos, por lo tanto, no sería indicativo de una pérdida de movilidad, sino de una gradual aproximación al equilibrio y de un descenso muy importante del incentivo a emigrar como resultado de la reducción de las disparidades interregionales en niveles de renta y oportunidades de empleo (aunque no en tasas de desempleo). Finalmente, los resultados son consistentes con la hipótesis de que el crecimiento de la renta se traduce en una mayor sensibilidad hacia factores de calidad de vida (“amenities”).

1. LA DISTRIBUCIÓN REGIONAL DE LA POBLACIÓN EN ESPAÑA, 1955-93

El gráfico 1 muestra la participación de cada una de las comunidades autónomas españolas en la población total del país en los años 1955 y 1993. En 1955 las cuatro regiones más pobladas (Andalucía, Cataluña, Castilla y León y Galicia) representaban el 50,7% de la población nacional. En 1993 esta cifra había aumenta-

do hasta el 56,5%, con Madrid y Valencia reemplazando a Castilla y León y Galicia en el grupo de regiones más pobladas. El nivel de concentración de la población, por tanto, aumenta apreciablemente, observándose también cambios muy significativos en las participaciones de algunas de las regiones.

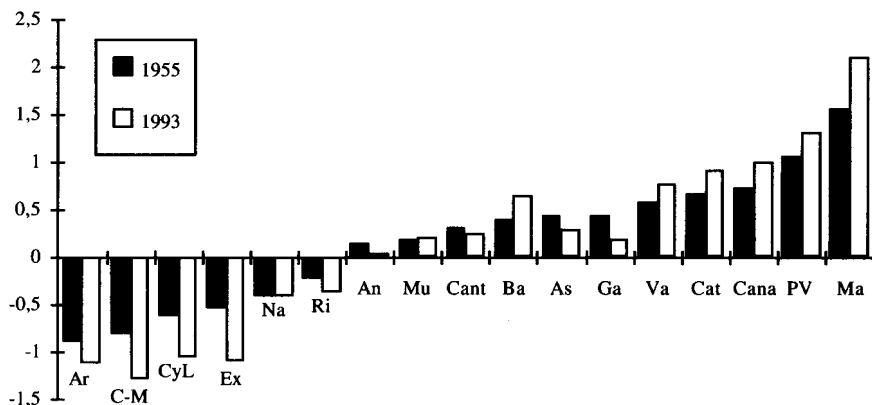
Gráfico 1: PARTICIPACIÓN REGIONAL EN LA POBLACIÓN TOTAL DE ESPAÑA



Nota: Población regional como porcentaje de la población total de España. Fuente: BBV.

Si ordenamos a las regiones por su densidad de población en vez de por su población total, la situación es bastante distinta. La región más densamente poblada en 1955 era Madrid, seguida del País Vasco, Canarias, Cataluña y Valencia, mientras que las que presentaban una menor densidad de población eran las regiones de la Meseta y Aragón. La ordenación de las regiones por este criterio se mantiene bastante estable durante el período considerado (véase el gráfico 2). De

Gráfico 2: DENSIDAD DE POBLACIÓN RELATIVA

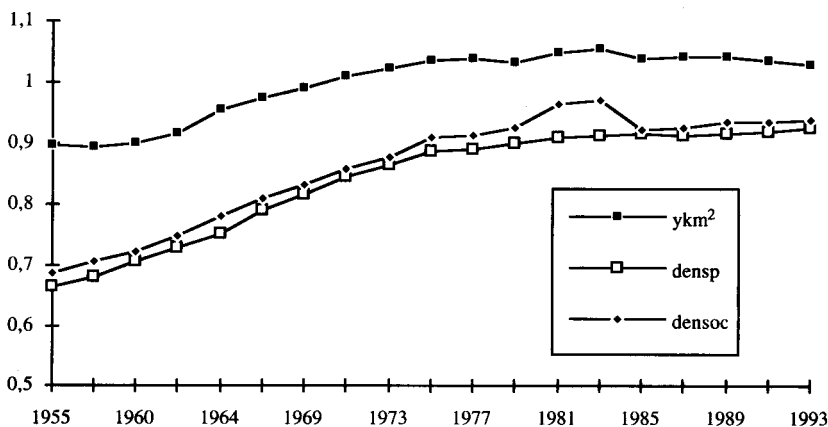


Nota: Habitantes por km² en diferencias logarítmicas con el promedio español.

hecho, quizás el rasgo más destacado de los datos que resume el gráfico es que el claro aumento de las diferencias interregionales en densidades relativas de población ha tendido a reforzar el patrón ya existente en 1955. La población española se ha concentrado cada vez más en Madrid y en la periferia (especialmente en el litoral mediterráneo y en los archipiélagos) a expensas de las regiones interiores (las dos Castillas, Extremadura y Aragón).

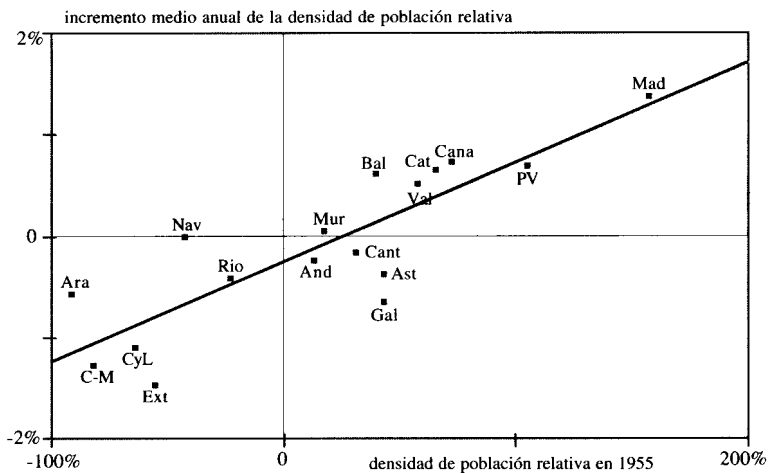
Los gráficos 3 y 4 ilustran claramente esta tendencia. El primero de ellos muestra que el grado de dispersión de tres indicadores de densidad de la actividad económica (habitantes, ocupados y VAB por km²) ha aumentado significativamente durante el período, si bien se observa una cierta tendencia hacia la estabilización de las tres variables en los años finales de la muestra. El gráfico 4, por su parte, revela un claro patrón de divergencia en términos de densidades relativas de población, con una tasa de divergencia de aproximadamente el 1% anual para el conjunto del período. Como se aprecia en el gráfico 5, este proceso de divergencia ha sido particularmente intenso durante el período de rápido crecimiento de los años sesenta, ralentizándose gradualmente en años posteriores siguiendo un patrón prácticamente opuesto al de la convergencia en renta per cápita.

Gráfico 3: DIVERGENCIA SIGMA EN INDICADORES DE DENSIDAD DE POBLACIÓN Y ACTIVIDAD ECONÓMICA



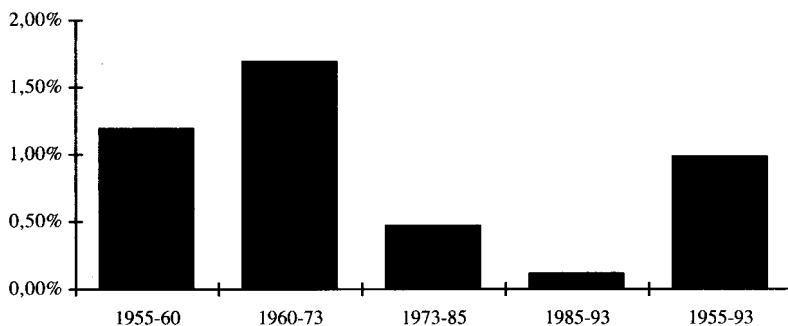
Nota: Desviación estándar de la densidad de población (densp = habitantes por km²), el número de ocupados por km² (densoc) y el VAB por km² (ykm²). Las tres variables se expresan en términos relativos, esto es, en desviaciones logarítmicas sobre el promedio español.

Gráfico 4: DIVERGENCIA BETA EN DENSIDAD DE POBLACIÓN RELATIVA, 1955-93



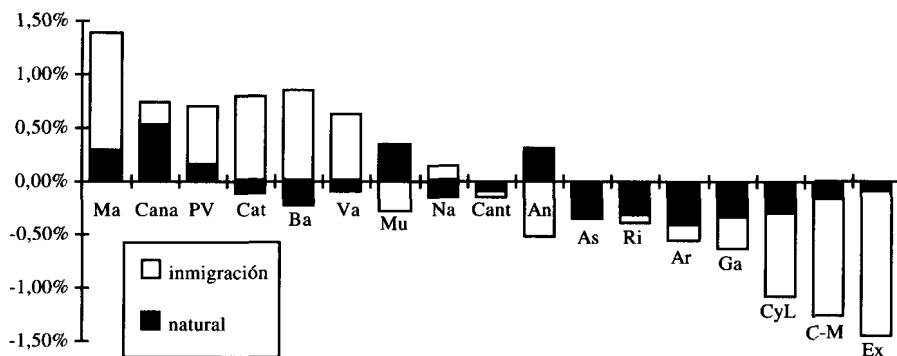
$$\text{gdensp.55-93} = -0,00262 + 0,00982 \text{ densp.55} \quad t = 6,24 \quad R^2 = 0,7216$$

Gráfico 5: TASA DE DIVERGENCIA BETA EN DENSIDAD DE POBLACIÓN RELATIVA POR SUBPERÍODOS



La tasa de crecimiento relativo de la población de una región dada (y por tanto la tasa de crecimiento de su densidad de población) se puede expresar como la suma de un componente natural o vegetativo (que refleja la diferencia entre nacimientos y defunciones) y otro que captura el impacto neto de los flujos migratorios sobre el crecimiento de la población. En el caso español, esta descomposición (véase el gráfico 6) revela que el peso del componente migratorio ha sido decisivo en casi todas las regiones.

Gráfico 6: TASA DE CRECIMIENTO RELATIVO DE LA POBLACIÓN Y COMPONENTES, PROMEDIO 1955-93



Nota: Tasas de crecimiento en diferencias con el promedio español.

1.1. Los flujos migratorios netos interregionales

Como acabamos de ver, los movimientos migratorios han jugado un papel central en la dinámica regional de la población española. En este apartado examinaremos en cierto detalle la intensidad y dirección de los flujos interregionales de población. Con este fin, reconstruiremos los saldos migratorios netos interregionales e internacionales a partir de la serie de población total que proporciona el Banco Bilbao-Vizcaya y las series de movimientos naturales de la población (nacimientos y defunciones) que ofrece el INE en el Anuario Estadístico de España.

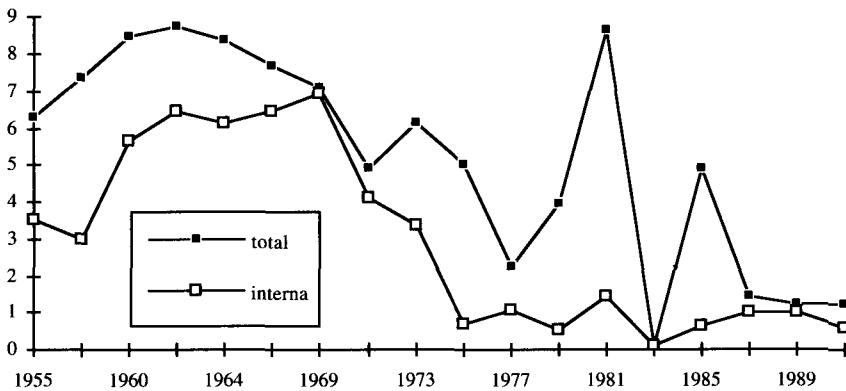
En primer lugar, reconstruimos el saldo inmigratorio neto de cada región en cada período como la diferencia entre el incremento observado de la población y su incremento vegetativo (la diferencia entre los nacimientos y defunciones acumulados durante el período). El saldo migratorio español se calcula de la misma forma, trabajando con la población total del país (excluyendo Ceuta y Melilla). Seguidamente construimos un indicador de *intensidad migratoria* neta, definido como el promedio de “desplazamientos migratorios netos” en cada período dividido por la población media del conjunto del país en el mismo período. Este indicador se puede expresar, finalmente, como la suma de las intensidades migratorias internas y externas, calculadas dividiendo el número de desplazamientos de cada tipo por la población total española¹.

Un problema obvio del método “residual” empleado para estimar los flujos migratorios es que cualquier error en los datos de población se traducirá directamente en un error, proporcionalmente mucho mayor, en las series de migración. Aunque, como veremos más adelante, el problema que esto representa puede ser

(1) Véase el Apéndice para más detalles sobre la construcción de las series.

importante, he preferido utilizar esta metodología a trabajar con los datos “directos” existentes sobre flujos migratorios por tres razones. La primera es que ésta es la única forma sencilla de obtener flujos migratorios consistentes con los datos de población y movimientos naturales, lo que es importante dado que el objetivo del trabajo es analizar la evolución de la distribución territorial de la población. En segundo lugar, la información existente sobre migraciones en España es incompleta y está también sujeta a errores potencialmente importantes. Finalmente, si el error de estimación de la población se distribuye de manera uniforme entre regiones (lo que parece razonable como primera aproximación), el método residual no nos dará una imagen excesivamente distorsionada de las tasas migratorias relativas de las distintas regiones españolas, que será la variable de interés directo en el análisis empírico de la Sección 4. A más largo plazo, estamos trabajando en la elaboración de series de población y flujos migratorios consistentes entre sí y que aprovechen toda la información existente.

Gráfico 7: INTENSIDAD MIGRATORIA, TANTO POR MIL

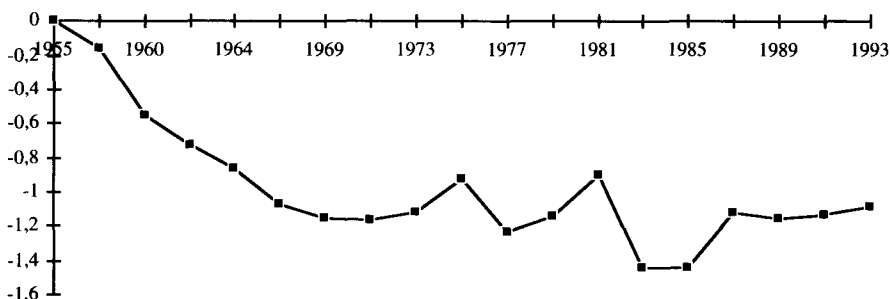


El gráfico 7 resume la evolución de la intensidad migratoria neta interna y total (ambas expresadas en tantos por mil). En primer lugar, observamos que la intensidad de los procesos migratorios ha sido bastante elevada durante buena parte del período de análisis. A comienzos de los años sesenta, nuestro indicador de intensidad migratoria alcanza valores cercanos al 1% anual, lo que supone movimientos de población muy considerables (en torno a los 250.000 desplazamientos netos por año). Acumulando estas cifras durante el conjunto del período, el número total de desplazamientos netos se acerca a los 7 millones, lo que implica que una buena parte de la población española ha cambiado su región de residencia durante las últimas cuatro décadas. Esta cifra, además, subestimará considerablemente el número real de desplazamientos migratorios por cuanto captura única-

mente los flujos netos de población (esto es, la diferencia entre el número total de inmigrantes y el de emigrantes) y considera tan sólo los desplazamientos hacia otras regiones o hacia el extranjero, excluyendo por tanto los que se producen dentro de una región determinada.

En segundo lugar, la intensidad migratoria neta presenta una tendencia claramente decreciente, reduciéndose a valores próximos al uno por mil en los últimos años del período. El descenso es muy claro y acusado en el caso de los flujos internos, concentrándose en la primera mitad de los años setenta. La intensidad migratoria externa, por su parte, presenta oscilaciones bastante marcadas que parecen reflejar, en buena parte, problemas con la serie de población total (especialmente en años censales o padronales, en los que las cifras de población tienden a experimentar bruscas correcciones). En cualquier caso, el saldo migratorio externo acumulado es sustancial, alcanzando más de un millón de emigrantes netos a finales de los años sesenta para estabilizarse después (véase el gráfico 8).

Gráfico 8: SALDO INMIGRATORIO ACUMULADO DE ESPAÑA
MILLONES DE PERSONAS



A nivel interno, la acumulación de flujos migratorios ha tenido un efecto muy importante sobre la distribución regional de la población española. Los gráficos 9 y 10 resumen los saldos inmigratorios netos acumulados durante estas cuatro décadas por cada una de las comunidades autónomas. En términos absolutos, las regiones receptoras más importantes han sido Madrid y Cataluña, con ganancias de población en exceso del millón de personas, y Valencia, con más de medio millón. En el otro extremo, Andalucía ha perdido casi un millón y medio de habitantes debido a la emigración y las dos Castillas alrededor de un millón cada una. En términos relativos destacan también Baleares y el País Vasco entre las regiones receptoras de población y Extremadura entre las expulsoras. Los saldos migratorios netos acumulados constituyen una fracción muy significativa de la población residente en algunas regiones. Así, el saldo inmigratorio neto de Madrid, Baleares y Cataluña excede el 20% de la población residente, mientras que los saldos emigratorios netos de las dos Castillas y Extremadura exceden el 30% de su población actual.

En los gráficos 9-11 se aprecia una notable desaceleración de los flujos netos de población en la segunda mitad del período muestral y, en algunos casos, una inversión del signo de estos flujos. Como han observado distintos autores², este

Gráfico 9: SALDO INMIGRATORIO NETO ACUMULADO, 1955-93
MILLONES DE PERSONAS

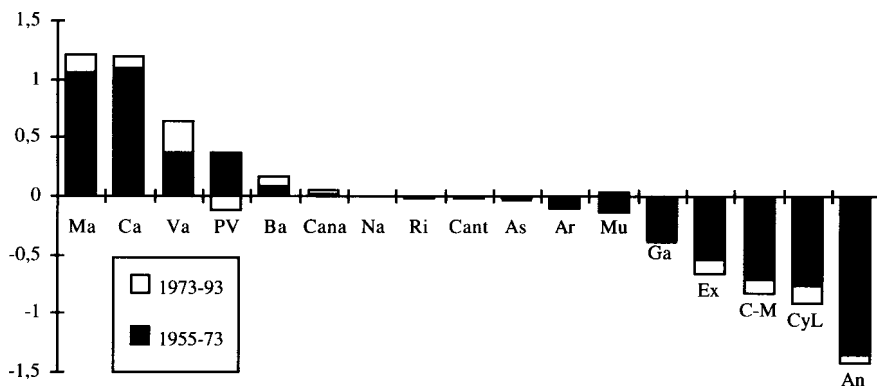
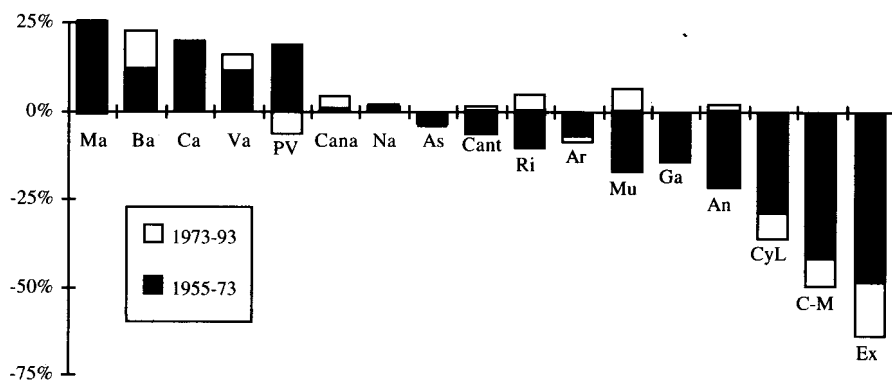


Gráfico 10: SALDO INMIGRATORIO NETO ACUMULADO, 1955-93
COMO PORCENTAJE DE LA POBLACIÓN RESIDENTE



Nota: Los saldos migratorios acumulados se obtienen acumulando los flujos netos de emigrantes durante el período sin tener en cuenta la mortalidad. Obsérvese que el saldo migratorio puede descender en términos relativos a la vez que aumenta en términos absolutos (p. ej. en Andalucía), dependiendo de la tasa de crecimiento vegetativo de la población.

(2) Véanse entre otros Olano (1990), Ródenas (1994), Serrano (1997) y Bentolila (1997).

Gráfico 11a: TASAS MIGRATORIAS NETAS RELATIVAS

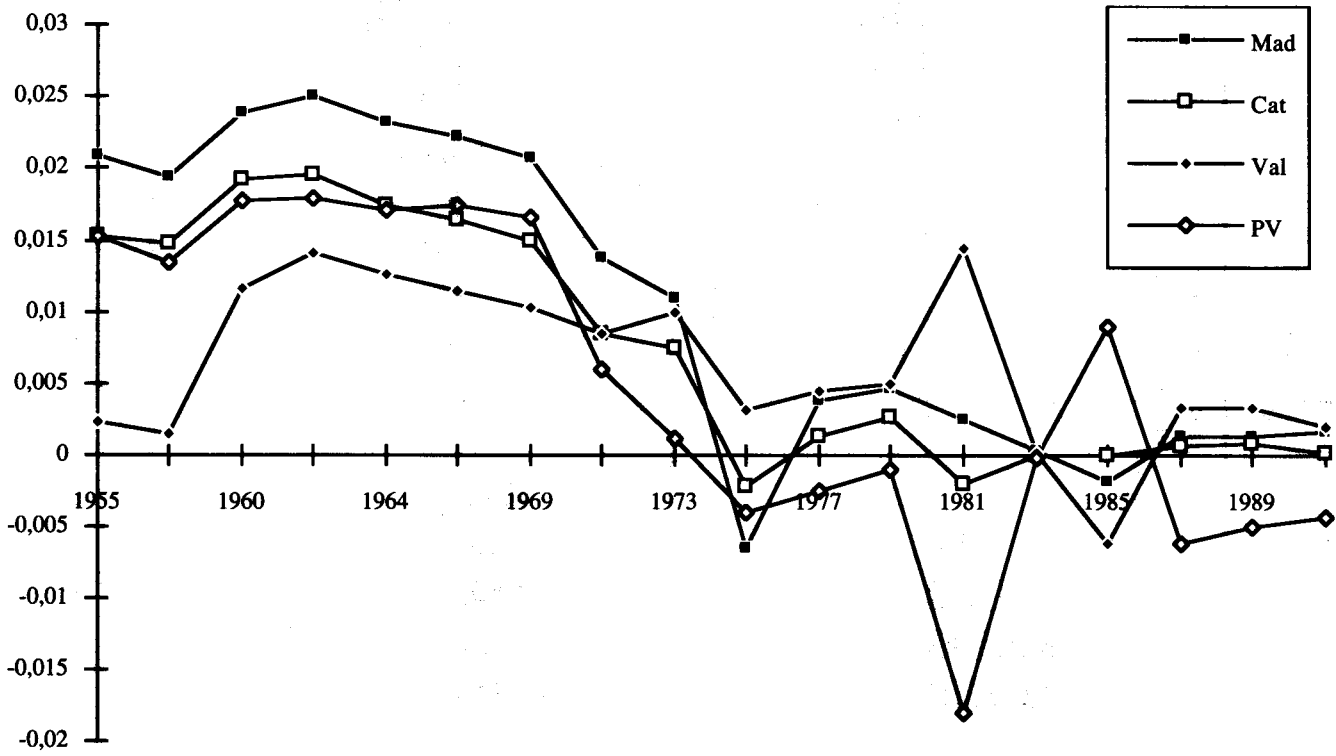
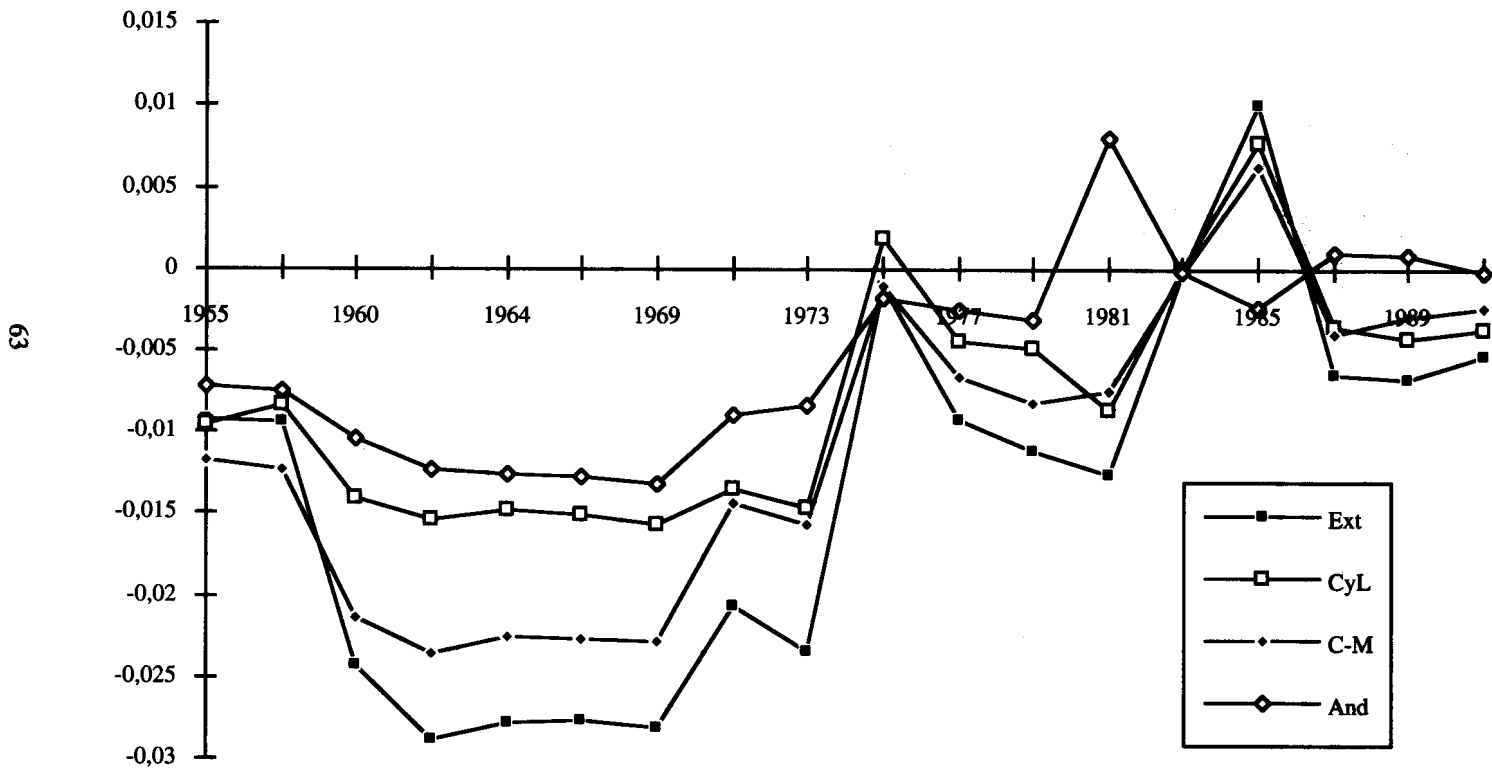
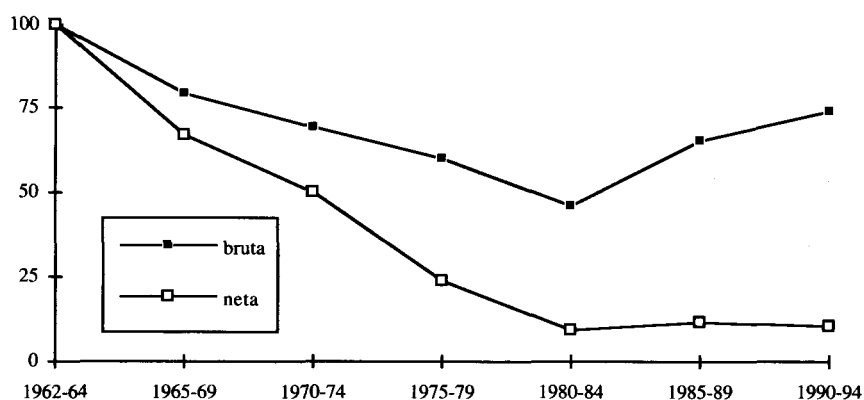


Gráfico 11b: TASAS MIGRATORIAS NETAS RELATIVAS



marcado descenso de las tasas migratorias netas se debe en buena parte al carácter cada vez más equilibrado de los flujos migratorios brutos –aunque también se observa un descenso apreciable en la tasa migratoria bruta interregional durante la década de los setenta que comienza a invertirse en los ochenta– (véase el gráfico 12). El cuadro 1 muestra que el descenso en la tasa de movilidad de la población es aún menor si tenemos en cuenta los desplazamientos de corta distancia (entre provincias dentro de la misma Comunidad Autónoma y entre municipios dentro de la misma provincia) que han ido ganando peso relativo con el paso del tiempo.

Gráfico 12: TASA MIGRATORIA INTERREGIONAL NETA Y BRUTA, ESPAÑA (1962-64 = 100)



Fuente: Bentolila (1997) a partir de la Estadística de Variaciones Residenciales (Anuario Estadístico de España).

Cuadro 1: TASAS MIGRATORIAS BRUTAS INTERNAS, PROMEDIO ESPAÑA

Período	Total	Intra-prov.	Total inter-prov.	Misma CC.AA.	Distinta CC.AA.
1961-70	14,63	5,55	8,38		
1971-75	12,53	5,53	5,86	0,95	4,91
1976-81	11,27	5,27	4,92	0,90	4,02
1981-86	12,49	6,74	4,95	1,05	3,90

Fuente: Olano (1990), a partir de los censos de 1960, 1970 y 1981 y el padrón de 1986. Tasas anuales medias en tanto por mil (migrantes sobre población total de España).

2. LAS MIGRACIONES INTERNAS

La literatura existente sobre las causas y consecuencias del fenómeno migratorio es enormemente extensa y diversa. Sin ningún ánimo de exahustividad, en el primer apartado de esta sección se intentan resumir algunas de las ideas centrales de esta literatura y se discuten algunas cuestiones de relevancia directa para el análisis posterior. El segundo apartado contiene una panorámica algo más detallada de los trabajos más relevantes referidos al caso español.

2.1. Migraciones: marco teórico y algunas notas sobre la literatura

La idea básica que ha guiado el análisis económico de los fenómenos migratorios es extremadamente sencilla: un individuo o familia cambiará de lugar de residencia si al hacerlo se incrementa su bienestar. Como primer paso para hacer operativa esta idea, podemos introducir una función de utilidad indirecta, v_{ir} , que describe la utilidad máxima esperada del individuo i (con residencia inicial en su región de origen, o) en cada uno de sus posibles lugares de residencia, r . El individuo elegirá r con el fin de maximizar su utilidad esperada, y esto supondrá un cambio de residencia siempre que la elección óptima no coincida con la región de origen.

¿Cuáles son los argumentos de la función v ? Una formulación que podríamos considerar de consenso sería la siguiente:

$$v_{ir} = v_i(y_{ir}, pe_{ir}, c_{ior}, a_r) \quad [1]$$

donde y_{ir} y pe_{ir} denotan respectivamente los ingresos reales esperados del individuo i en la región r y su probabilidad de empleo, dado su nivel de formación y otras características relevantes, c_{ior} es un indicador de los costes esperados (pecuniarios, psíquicos e informacionales) del traslado de la región o a la región r para el individuo i y a_r un indicador de las “amenidades” disponibles en la región r , entendiendo por tales una amplia lista de factores tales como el clima o la disponibilidad de servicios sociales y oportunidades recreativas que podríamos considerar bienes no comerciables disponibles en la región³.

Los primeros análisis económicos de los determinantes de los flujos migratorios se centraban preferentemente en factores de oportunidad económica, con especial énfasis en las diferencias interregionales en niveles salariales [p. ej. Hicks (1932), Raimon (1962)], y adaptaban un tono generalmente descriptivo e informal⁴. En estudios posteriores, esta formulación se ha ido refinando y formalizando progresivamente, tanto en lo que se refiere a los análisis teóricos como a los estudios empíricos. Sjaastad (1962) aplica el concepto de inversión en capital humano al análisis de las decisiones migratorias y ofrece una discusión bastante

(3) Greenwood (1975, 1985 y 1997) y Shields y Shields (1989) ofrecen útiles panoramas de la literatura sobre migraciones, el último de ellos con un mayor énfasis en cuestiones teóricas. Este apartado está basado en buena medida en estos trabajos. Véase también el número 27 de *Regional Studies* (1993).

(4) Véanse entre otros Ravenstein (1885) y Makower *et al* (1938, 1939 y 1940).

completa de los factores que inciden sobre éstas en la que ya se señala la necesidad de considerar, además del incremento esperado en el valor presente de los ingresos futuros asociado a un cambio de residencia, los costes y beneficios no pecuniarios del traslado y la probabilidad de encontrar trabajo. Blanco (1963) y Harris y Todaro (1970), entre otros autores, han destacado la importancia de las oportunidades de empleo como uno de los determinantes de los flujos migratorios. Nelson (1959), por su parte, subraya el efecto disuasorio de la ausencia de información sobre las condiciones existentes en otras localizaciones y el papel de la migración previa como mecanismo reductor de los costes informacionales, mientras que Graves y Linneman (1979) se centran en la demanda de bienes no comerciables o de calidad de vida ("amenities") como un importante determinante de la elección de residencia. Por otro lado, diversos estudios han señalado que la propensión a emigrar varía entre individuos en función de características personales tales como la edad, el nivel educativo y las circunstancias familiares [p. ej. Gallaway (1969) y Schwartz (1976)].

La discusión precedente sugiere que la población tenderá a desplazarse desde las localizaciones menos atractivas en términos de niveles salariales, oportunidades de empleo y diversos determinantes de la calidad de vida hacia las más atractivas en términos de los mismos criterios y que, a igualdad de estos factores, tenderá a hacerlo hacia las regiones más cercanas a la de residencia y/o hacia aquellas en las que ya existe un *stock* de emigrantes previos del mismo origen que pueden proporcionar información relevante y mitigar los costes de ajuste. Si la variable a explicar es la tasa inmigratoria neta de la región r (esto es, la diferencia entre inmigrantes y emigrantes durante un período dado dividida por la población residente), una posible formulación empírica sería una ecuación de la forma

$$m_{rt} = \alpha_y y_{rt} + \alpha_p pe_{rt} + \alpha_a a_{rt} + \alpha_s s_{rt} \quad [2]$$

donde m_{rt} es la tasa inmigratoria neta durante el período que comienza en t , s_{rt} algún indicador del stock acumulado de inmigrantes en la región al comienzo del período relevante y el resto de las variables son los promedios regionales de los argumentos de la función de utilidad dada en [1], posiblemente expresados en diferencias sobre el promedio nacional.

Aunque la evidencia empírica acumulada es generalmente consistente con las hipótesis que acabamos de señalar, encontramos también en la literatura algunos resultados contraintuitivos que han generado bastante controversia y han llevado en algunos casos a cambios importantes en la especificación de los modelos empíricos. Tres temas merecen una atención especial: el efecto del desempleo sobre la movilidad, la importancia de los factores de calidad de vida y la controversia entre los defensores de los enfoques de equilibrio y de desequilibrio en el análisis de los procesos migratorios.

El primer problema tiene que ver con la relación entre desempleo y migraciones. Aunque las implicaciones de los modelos teóricos en este sentido son muy claras, numerosos investigadores se han encontrado con que la tasa de desempleo no parece tener un efecto significativo sobre las migraciones, especialmente cuando la variable explicativa es la tasa de desempleo de la región de origen en un mo-

delo de flujos migratorios bilaterales⁵. De acuerdo con Blanco (1964) y Fields (1976, 1979), este resultado se debería a que la tasa agregada de paro no es un buen indicador de las oportunidades de empleo accesibles a los migrantes potenciales. Ambos autores construyen indicadores alternativos de la probabilidad de encontrar trabajo a partir de datos sobre flujos de creación y destrucción de empleo que generalmente producen resultados más satisfactorios. Una segunda explicación, complementaria de la anterior, apunta hacia posibles problemas de agregación (Creedy, 1974). Empleando datos individuales para los Estados Unidos, Da Vanzo (1978) encuentra que los parados (y otras personas que están buscando empleo) tienen una mayor propensión a emigrar que los ocupados que no buscan empleo, y que el primer grupo responde de la forma esperada a las condiciones económicas locales, mientras que el segundo es generalmente insensible a las mismas. Puesto que las personas que se encuentran buscando empleo en un momento determinado representan una fracción típicamente muy pequeña de la población o la fuerza laboral, concluye esta autora, el efecto expulsor del desempleo podría ser muy difícil de detectar en análisis realizados a nivel agregado. Numerosos trabajos posteriores han confirmado los resultados de Da Vanzo sobre la mayor movilidad de los desempleados y (en el caso de los Estados Unidos pero no necesariamente en Europa) sobre su sensibilidad a diferenciales interregionales en tasas de ocupación y otros factores⁶.

Finalmente, existe evidencia de que el desempleo incide sobre los flujos migratorios también a través de un tercer canal. En concreto, la intensidad migratoria tiende a descender apreciablemente en períodos en los que la tasa de desempleo es elevada en el promedio de la nación⁷. Cuando los empleos son escasos en todos los sitios, los ocupados serán más reacios a abandonar sus puestos de trabajo y recibirán además menos ofertas en otras localizaciones, lo que disminuirá su movilidad. En tales circunstancias, los parados tenderán también a evitar los desplazamientos con el fin de no incurrir en costes de traslado y mantenerse cerca de la red de apoyo de amigos y familiares. Como observan Pissarides y McMaster (1990) el hecho de que la sensibilidad a los diferenciales absolutos de desempleo sea una función decreciente de la tasa media de paro puede explicar por qué a menudo resulta más fácil obtener el signo esperado en una ecuación migratoria cuando la variable explicativa es la *ratio* interregional de las tasas de desempleo en vez del diferencial en niveles de la misma variable (que en principio debería ser un mejor indicador de la probabilidad diferencial de encontrar trabajo).

Una segunda cuestión a la que se ha dedicado mucha atención en la literatura reciente tiene que ver con la importancia de las variables de calidad de vida como determinantes de los flujos migratorios. Como en el caso anterior, el creciente interés por el tema se debe al menos en parte a la frecuente falta de significatividad de las variables de carácter económico (niveles salariales o de renta y tasas de de-

(5) Véase Fields (1979), pág. 24 y las referencias que allí aparecen.

(6) Véase Pissarides y Wadsworth (1989), Herzog et al (1993) y Greenwood (1993) entre otros.

(7) Ogilvy (1979), Molho (1984), Gordon (1985), Pissarides y Wadsworth (1989) y Pissarides y McMaster (1990).

simpleo) en diversos estudios empíricos [Greenwood (1997), pág. 673]. Estos resultados negativos, a su vez, parecen reflejar la dificultad de explicar algunos cambios recientes en los patrones migratorios en términos de las variables tradicionales. En concreto, parece plausible pensar que la creciente pérdida de población de las zonas metropolitanas y la inversión de los flujos migratorios tradicionales hacia zonas industriales densamente pobladas que observamos en numerosos países avanzados a partir de la década de los setenta [Vining y Kontuly (1978)] reflejan en parte la búsqueda de mejores condiciones de vida. En términos generales, la evidencia existente sugiere que los factores de calidad de vida (entre los que destacan las características climáticas y ambientales) tienen un efecto significativo sobre los flujos migratorios y que la inclusión de tales variables resulta en una mejora de la especificación. Esto permite evitar un posible sesgo de variables omitidas y conduce a menudo, aunque no siempre, a resultados más plausibles también en relación con las variables de oportunidad económica⁸.

Un tercer tema de actualidad tiene que ver con la elección entre modelos de equilibrio o de desequilibrio como marco para el análisis empírico de las migraciones. Desafortunadamente, esta cuestión ha tendido a mezclarse con el tema de las "amenities", dando lugar a una literatura bastante confusa en la que a menudo resulta difícil separar cuestiones que en principio tienen poco que ver unas con otras, y en la que existen pocos trabajos que permitan extraer conclusiones válidas sobre las ventajas comparadas de ambos enfoques. En concreto, casi todos los defensores del enfoque de equilibrio terminan estimando modelos de desequilibrio en los que se incluyen variables de amenidades junto con indicadores más tradicionales de oportunidad económica, e intentan después extraer conclusiones sobre la validez del modelo de equilibrio a partir de los coeficientes de las amenidades climáticas.

Para concretar, volvamos por un momento a la ecuación [2] que hemos propuesto más arriba. Esta ecuación supone que los flujos de población responden a una situación de desequilibrio en la distribución espacial de la población. Al comienzo del período muestral, algunas regiones serían más atractivas que otras en términos de las variables consideradas y esto generaría movimientos migratorios que, bajo los supuestos habituales, tenderían a reducir estos desequilibrios. El proceso continuaría hasta que se alcanzase una situación en la que no existe incentivo alguno a la movilidad. En esta situación de equilibrio a largo plazo podrían seguir existiendo diferencias entre regiones en términos de diversas características, pero éstas se compensarían entre sí de tal forma que todas las regiones resultarían igualmente atractivas.

El enfoque de equilibrio, por contra, parte de la hipótesis alternativa de que la distribución observada de la población refleja en cada momento una situación de equilibrio territorial. Esto es, se supone que el grado de movilidad de la población es lo suficientemente elevado como para eliminar con rapidez cualquier diferencial de bienestar que pueda surgir entre diversas localizaciones. Desde esta perspectiva, el origen de los flujos migratorios habría que buscarlo no tanto en la

(8) Véase Cushing (1987), Porell (1982), Graves (1979) y Hunt (1993) entre otros.

existencia de diferencias interregionales como en cambios en la situación que generarían un desequilibrio temporal. Lo relevante, por tanto, no serían los niveles de las variables que aparecen en el lado derecho de la ecuación [2], sino sus primeras diferencias, así como cambios en otras variable exógenas al sistema susceptibles de alterar la demanda de bienes no comercializables (p. ej. aumentos en el nivel de renta que incrementarían la demanda de entornos atractivos).

En un modelo con estas características, sin embargo, surgen inmediatamente problemas de endogeneidad que complican la estimación y la interpretación de los coeficientes [p. ej. Greenwood (1975)]. Puesto que el incremento del salario medio regional durante un período dado, la evolución de la tasa de desempleo y el saldo migratorio regional se determinan simultáneamente, el coeficiente de una regresión por mínimos cuadrados ordinarios de la última variable sobre las dos primeras no resulta especialmente informativo. La especificación y estimación del "sistema completo" que gobierna la evolución conjunta de las tres variables es una tarea relativamente complicada, en parte por la dificultad de encontrar variables exógenas convincentes y suficientes restricciones de exclusión para identificar las funciones relevantes. Esto podría explicar por qué en la práctica casi no se encuentran especificaciones empíricas en la literatura de migraciones que sean consistentes con la hipótesis de equilibrio, incluso en aquellos estudios en los que ésta supuestamente constituye el punto de partida teórico.

En la práctica, la evidencia empírica más relevante sobre la validez del enfoque de equilibrio proviene de un puñado de estudios en los que se intenta estimar de diversas formas la velocidad de ajuste hacia un equilibrio a largo plazo con diferenciales compensadores. Carlino y Mills (1987), Greenwood *et al.* (1991) y Treyz *et al.* (1993) encuentran que el ajuste es relativamente lento, lo que sugiere que un modelo de equilibrio no resulta un marco adecuado para entender la dinámica de la población. Por otro lado, Greenwood *et al.* (1991) encuentran que la mayor parte de los estados americanos no estaban en 1980 muy lejos de (la predicción de su modelo sobre) el equilibrio a largo plazo. Por lo tanto, los diferenciales estatales en salarios medios y tasas de desempleo observados en ese año podrían interpretarse aproximadamente como diferenciales compensadores de diferencias en factores de calidad de vida. En este sentido, el enfoque de equilibrio resultaría útil por cuanto permite obtener una valoración económica de las amenidades de un territorio dado, pero este tipo de cálculo sólo resultaría fiable tras comprobar que la situación observada no está muy lejos de un equilibrio a largo plazo.

2.2. *Las migraciones interiores en España: un breve panorama*

La mayor parte de los trabajos existentes sobre las migraciones interiores en nuestro país son de carácter fundamentalmente descriptivo. Estos estudios examinan las principales características de los movimientos migratorios en España, centrándose en su patrón geográfico (regiones de origen y destino) y en su intensidad, a partir de datos sobre flujos y saldos migratorios provenientes de censos y padrones y otras fuentes [especialmente la Estadística de Variaciones Residenciales (EVR) y la Encuesta de Migraciones (EM)], o estimaciones de las mismas variables obtenidas a partir de datos censales y padronales y de los movimientos naturales de la población.

Entre los primeros estudios sobre el tema podemos quizás destacar los de García Barbancho (1960, 1963, 1965), Tamames (1962), González-Temprano (1975) y Capel (1974). Barbancho (1960, 1963, 1965) estima los saldos migratorios netos entre provincias y partidos judiciales a intervalos quinquenales o decenales durante el período 1900-1960 a partir de datos censales o padronales y de los movimientos naturales de la población, ofreciendo así quizás la primera cuantificación sistemática de los flujos migratorios internos en nuestro país. Tamames (1962) emplea un método similar para estimar los saldos migratorios netos interprovinciales durante la década 1950-60, y González-Temprano (1975) utiliza datos del Censo de 1970 para realizar un análisis similar para el período 1960-70. Capel (1974), finalmente, ofrece una panorámica de los estudios existentes sobre el tema y una extensa bibliografía.

Los trabajos que acabamos de citar ofrecen en su conjunto una visión relativamente detallada de los patrones migratorios en España entre 1900 y 1970. El proceso de urbanización, acompañado de un fuerte transvase de población desde regiones predominantemente agrícolas a los grandes centros urbanos e industriales (especialmente Madrid, Barcelona y Bilbao), se inicia con fuerza en nuestro país durante los años veinte, interrumpiéndose durante la década siguiente debido primero a los efectos de la crisis económica internacional y después a la Guerra Civil. La década de los cuarenta constituye un período de regresión hacia zonas rurales y actividades agrícolas en el marco de la economía de subsistencia de los primeros años de la posguerra. Con la recuperación económica, la intensidad migratoria aumenta notablemente en los cincuenta y en los sesenta, dirigiéndose los flujos de población una vez más del campo a la ciudad y de la agricultura a la industria y los servicios. Durante estos años se observa un acusado proceso de despoblación de zonas cada vez más amplias del interior peninsular y un crecimiento espectacular de un puñado de grandes zonas metropolitanas.

Una característica común de los estudios anteriores es su preocupación por la tendencia hacia una creciente concentración de la población en un área muy reducida. Esta tendencia, sin embargo ha ido moderándose a partir de 1970. La distribución regional de la población tiende a estabilizarse en las dos últimas décadas, registrándose incluso en algunos casos flujos migratorios netos de signo opuesto a los que encontramos en períodos anteriores y una cierta pérdida de población de las grandes ciudades. Como ya hemos visto, este cambio en el patrón migratorio, documentado entre otros por Tobío (1985), García Barbancho y Delgado (1988), Olano (1989, 1990), Bentolila (1992, 1997) y Serrano (1997), no refleja tanto un descenso en la movilidad espacial de la población como una cierta reducción de los desplazamientos interregionales (pero no de los de más corta distancia) y sobre todo, un mayor equilibrio entre los movimientos de entrada y de salida que ha hecho que los flujos netos regionales hayan descendido considerablemente. Estos autores documentan también cambios de interés en las características de los migrantes. La emigración tradicional del campo a la ciudad y de la agricultura a la industria pierde peso en favor de una emigración cada vez más interurbana y que generalmente no conlleva un cambio en el sector de actividad.

El número de estudios "analíticos" sobre los determinantes de los flujos migratorios es bastante más reducido. En términos generales, estos trabajos han seguido las pautas habituales en la literatura internacional sobre el tema y tienden a

confirmar sus resultados sobre la sensibilidad de los flujos migratorios a factores de oportunidad económica y de calidad de vida así como a las características personales de los emigrantes.

Cuadro 2: DETERMINANTES DE LA TASA DE EMIGRACIÓN BRUTA INTERREGIONAL (TMB_{od}), SANTILLANA (1981 Y 1982)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
<i>distancia_{od}</i>	-0,00687 (8,03)	-0,00134 (2,89)	-0,021046 (7,81)	-0,021035 (7,86)	-0,016226 (5,71)	-0,013091 (4,68)	-0,01209 (4,3)
<i>w_d</i>	0,000537 (13,72)	0,000088 (4,05)	0,000232 (2,09)	0,000333 (2,52)	0,00079 (5,52)	0,001056 (7,72)	0,000869 (5,67)
<i>w_o</i>	-0,00014 (3,62)	-3,3E-05 (1,54)					
<i>stock_{od}</i>		0,001169 (72,15)	0,006011 (53,46)	0,005814 (50,11)	0,006849 (68,33)	0,00698 (71,85)	0,006977 (72,12)
<i>E_d/E_n</i>			0,412299 (14,98)				
<i>E.noagr_d</i>				0,000063 (15,75)			
<i>urb_d</i>					0,176488 (4,68)		
<i>U_d</i>						-0,25276 (0,29)	
<i>h_d</i>							29,53 (2,46)
<i>R²</i>	0,113	0,746	0,776	0,779	0,755	0,752	0,753

Notas:

- Estadísticos t entre paréntesis debajo de cada coeficiente.
- Estimación de corte transversal con flujos migratorios brutos bilaterales entre las 47 provincias peninsulares.
- *Fuente de los datos migratorios:* Censo de población de 1970 y emigración intercensal (1960-70).
- *Variable dependiente:* $t_{emb_{od}}$ = tasa de emigración bruta de la provincia o a la provincia d = número de emigrantes durante el período 1960-70 divididos por la población residente en la región de origen.

Variables explicativas:

$distancia_{od}$ = distancia en Kms. entre las capitales de provincia.

$stock_{od}$ = stock acumulado de emigrantes = número de personas nacidas en la provincia o y residentes en d (aparentemente sin normalizar por el tamaño de la población residente, no se indican las unidades).

w_o y w_d = ingresos medios anuales en pesetas en el sector manufacturero, sin corregir por diferencias en el nivel de precios.

E_d/E_n = peso de la provincia de destino en el empleo total nacional.

U_d = tasa de desempleo en la provincia de destino.

$E.noagr_d$ = número de activos excluyendo el sector agrícola y pesquero.

urb_d = % de la población de la provincia de destino que habita en municipios de más de 10.000 habitantes.

h_d = número total de individuos en la provincia con al menos ocho años de educación.

Probablemente el primer estudio que analiza los determinantes de las migraciones con datos españoles es el de Santillana (1981 y 1982). Trabajando con datos censales y del *Anuario Estadístico de España* este autor intenta explicar los flujos migratorios brutos interprovinciales en función de algunas de las variables más habituales en este tipo de estudios. En términos generales, sus resultados (resumidos en el cuadro 2) confirman los obtenidos para otros países sobre la sensibilidad de los flujos migratorios a factores económicos. La intensidad migratoria disminuye con la distancia entre las provincias de origen y destino y aumenta con el *stock* preexistente de emigrantes del mismo origen y con los diferenciales salariales. Por otro lado, el desempleo en la región de destino no resulta significativo en la regresión aunque sí lo son, con el signo esperado, algunos indicadores del tamaño del mercado laboral que el autor interpreta como *proxies* de las oportunidades de empleo. Finalmente, el grado de urbanización y el nivel educativo parecen aumentar el atractivo de una provincia. El primero de estos factores podría reflejar, además de las oportunidades de empleo, que presumiblemente son mayores en las zonas urbanas, la disponibilidad de servicios y amenidades culturales y recreativas. La interpretación del coeficiente del indicador educativo, finalmente, no resulta obvia por cuanto esta variable parece ser el número total de individuos con al menos un cierto número de años de escolarización, y recogería por tanto el tamaño absoluto de la provincia además del nivel medio de formación de sus habitantes.

Muchos de los trabajos más recientes parecen estar motivados por la percepción de que la movilidad geográfica de la población española ha descendido hasta niveles que comienzan a ser preocupantes por cuanto reflejan la pérdida de operatividad de uno de los principales mecanismos de ajuste regional ante disparidades en renta per cápita y tasas de paro. Una parte de este descenso de la movilidad se explicaría por la gradual reducción de las diferencias interregionales en términos de renta per cápita y niveles salariales⁹. En la misma dirección actuaría también la ralentización del proceso de cambio estructural, reflejando el importante descenso del peso del sector agrícola, cuyos excedentes de mano de obra constituyeron en el pasado uno de las principales componentes de los flujos migratorios interregionales.

La mayoría de los autores parece estar de acuerdo, sin embargo, en que estos dos factores no bastan para explicar la magnitud del descenso de las tasas migratorias, su brusquedad, o la inversión de la dirección de los flujos de población que encontramos, en algunos casos y muestras, en las dos últimas décadas. Esta observación parece haber llevado a diversos investigadores a concluir que el comienzo de la crisis de los setenta marca en nuestro país un cambio de régimen o corte estructural entre dos "modelos migratorios" muy diferentes.

Una de las hipótesis más generalmente aceptadas es que la caída de la movilidad se debe en buena parte al aumento generalizado del desempleo. El descenso de la intensidad migratoria resulta particularmente sorprendente a la vista de la evolución de las tasas de paro regionales. A partir de 1973 se registra en nuestro país un rápido aumento de la dispersión de las tasas de desempleo regionales que, en prin-

(9) De acuerdo con los datos del BBV, la desviación estándar de la renta per cápita relativa regional se redujo entre 1960 y 1973 en un 36%, mientras que la dispersión de los salarios medios registra una reducción del 44% durante el mismo período.

cipio, debería haber supuesto un fuerte estímulo a las migraciones interiores. La falta de respuesta a esta variable ha llevado a algunos autores a conjeturar que el aumento en el nivel medio de la tasa de desempleo a nivel nacional que se produce durante el mismo período puede haber tenido un efecto adverso sobre la movilidad, reduciendo la sensibilidad de los flujos migratorios a los diferenciales en niveles de paro. Una forma de capturar este efecto en una ecuación migratoria consiste en expresar los diferenciales de desempleo con el promedio nacional en *ratios* o en términos porcentuales en vez de en niveles, lo que viene a ser aproximadamente equivalente a permitir que el coeficiente del nivel del diferencial de desempleo sea una función decreciente de la tasa de paro nacional. El mismo tipo de argumento sugiere que podría ser razonable permitir que los coeficientes de otras variables explicativas del modelo varíen también con la tasa de paro nacional.

Una segunda hipótesis atribuye el cambio en los patrones migratorios a los desincentivos generados por la mejora en los niveles de protección social. En particular, el gradual aumento en los niveles de beneficio y tasas de cobertura del seguro de desempleo a partir de la transición democrática permitiría ahora a los parados sobrevivir en sus lugares de residencia más confortablemente que en el pasado, mientras que algunos aspectos de la administración del sistema podrían suponer una barrera adicional a la movilidad. Finalmente, algunos investigadores atribuyen un papel importante en el cambio en los patrones migratorios a una mayor sensibilidad a factores de calidad de vida, a la posible existencia de flujos de retorno por parte de antiguos emigrantes que han alcanzado la edad de jubilación o que no consiguen encontrar trabajo en su nueva región de residencia, y al incremento en el posible efecto desincentivador de diversas rigideces en los mercados laborales e inmobiliarios.

La evidencia empírica existente sobre estas cuestiones es de calidad desigual. Quizás la evidencia más clara disponible en relación con la incidencia negativa del paro agregado sobre la intensidad migratoria es la aportada por Bentolila y Dolado (B&D, 1991). Estos autores estiman una ecuación de migraciones, similar a la propuesta por Pissarides y McMaster (1984), que relaciona la tasa inmigratoria neta regional con el valor retardado de la misma variable, los niveles relativos de salarios y desempleo y las primeras (y posiblemente segundas) diferencias de estas variables. Bentolila y Dolado permiten que algunos de los coeficientes de la ecuación varíen con la tasa de desempleo nacional e introducen un indicador del nivel relativo de precios de la vivienda (*pv*) para capturar el posible efecto disuasorio sobre la movilidad de rigideces en el mercado inmobiliario¹⁰.

(10) Puesto que el salario ya está corregido por un índice (del incremento de) el coste de la vida que incluye el gasto en vivienda, la significatividad del indicador de precios inmobiliarios no reflejaría en principio su incidencia sobre los ingresos reales de los trabajadores sino algún tipo de imperfección de mercado que haría que éstos atribuyesen a la vivienda una importancia más que proporcional a su peso en los presupuestos familiares. Por otra parte, es difícil saber en qué medida la variable de salarios reales de B&D recoge adecuadamente el coste de la vivienda. En primer lugar, el componente de vivienda de los índices habituales de coste de la vida y precios al consumo que los autores parecen utilizar recoge fundamentalmente el coste de las viviendas de alquiler, y no el precio de compra de la nueva vivienda. El problema que esto genera no es tanto que los precios relativos de ambos tipos de vivienda puedan diferir entre regiones como una infrponderación del coste de la vivienda en la cesta utilizada para elaborar el índice. En segundo lugar, los índices utilizados por los autores permiten corregir los diferenciales de inflación acumulados a lo largo del

Cuadro 3: DETERMINANTES DE LA TASA INMIGRATORIA NETA, BENTOLILA Y DOLADO (1991) Y SERRANO (1997)

	[1]	(t)	[2]	(t)	[3]	(t)	[4]	(t)
Δm_{t-1}	0,42	(16,31)						
Δw_t	0,20	(1,61)		0,022	(0,11)		0,115	(0,59)
Δw_{t-1}	-0,59	(4,25)						
Δh_{t-1}						0,086	(0,25)	
Δu_{t-1}	-0,06	(2,73)	-0,115	(4,12)	-0,127	(4,52)	-0,128	(4,57)
m_{t-1}	0,84	(14,33)	0,545	(29,59)	0,53	(28,00)	0,532	(28,77)
u_{t-1}	-0,041	(10,04)	-0,096	(4,53)	-0,122	(5,47)	-0,122	(5,22)
w_{t-1}			0,125	(1,42)	0,429	(3,82)		
w_{t-1}/u_{nt-1}	0,04	(4,46)						
h_{t-1}					-0,991	(5,29)	-0,579	(4,00)
wh_{t-1}							0,416	(3,99)
pv/u_{nt}	-0,02	(2,33)						
R^2	0,72		0,504		0,513		0,514	
Período:	1964-86		1964-93		1964-93		1964-93	
Fuente:	B&D		Serrano		Serrano		Serrano	

Notas:

- Estadísticos t entre paréntesis al lado de cada coeficiente.
- Fuente de los datos migratorios: Anuario Estadístico de España (Bentolila y Dolado) y Migraciones (Serrano), ambas fuentes publicadas por el Instituto Nacional de Estadística.
- Estimación con datos de panel a intervalos bienales o trienales (Serrano) y anuales (Bentolila y Dolado). Los segundos autores construyen series anuales de algunas variables mediante la interpolación de los datos disponibles. Bentolila y Dolado utilizan datos a nivel regional, mientras que Serrano trabaja a nivel provincial.
- Variable dependiente: m = tasa de inmigración neta regional o provincial, esto es, entradas netas (inmigrantes menos emigrantes) divididas por la población residente en la región.

Variables explicativas:

- w = salario relativo = salario medio en diferencias logarítmicas con el promedio nacional. Los salarios nominales se ajustan parcialmente por diferencias en niveles de precios deflactándolos por un índice de precios al consumo provincial o regional (véase la nota 10).
- h = nivel educativo relativo, medido por los años medios de escolarización de la población (total u ocupada?) provincial en diferencias con el promedio nacional.
- wh = salario relativo por año de estudios, en diferencias logarítmicas con el promedio nacional.
- pv = índice de precios relativos de la vivienda, en diferencias logarítmicas con el promedio nacional.
- ur = tasa de paro regional dividida por el promedio nacional (u_n).
- u_n = tasa de desempleo nacional.
- Todas las ecuaciones incluyen variables ficticias provinciales o regionales, conservándose únicamente las que resultan significativas en una estimación previa.
- En ambos casos, la variable dependiente en la ecuación original es el incremento de la tasa migratoria ($m_t - m_{t-1}$). Para facilitar la interpretación del coeficiente de m_{t-1} en la ecuación, he calculado el coeficiente que se obtendría si la variable dependiente fuese m_t , pasando m_{t-1} al otro lado, lo que implica sumarle uno al coeficiente calculado en la regresión original. El estadístico t de esta variable se ajusta de la forma correspondiente, pero el R^2 que aparece en el cuadro es el de la ecuación original.

período muestral, pero no las diferencias iniciales en niveles de precios (pues el valor inicial del índice es 100 para todas las regiones o provincias en el año base), en las que el coste de la vivienda debería jugar un papel importante.

Sus resultados, resumidos en el cuadro 3, sugieren que, si bien los flujos migratorios responden a diferenciales de salarios (w) y tasas de paro (u) de la manera esperada, su sensibilidad a estas variables es relativamente reducida¹¹ y además decrece significativamente con el aumento en la tasa de paro nacional. El descenso generalizado de las oportunidades de empleo, por tanto, sería (junto con la reducción de las disparidades regionales en renta per cápita y, posiblemente, una mayor sensibilidad a los precios de la vivienda) el principal factor responsable del descenso de la intensidad de los flujos migratorios netos. Este resultado confirma la tesis de Bentolila y Blanchard (1990) que ven en el aumento del desempleo una de las principales barreras a la movilidad laboral en España.

Raymond y García (1996) llegan a una conclusión parecida en cuanto a la incidencia del paro sobre las migraciones a partir de un modelo más sencillo en el que los flujos migratorios netos interregionales se relacionan con el diferencial de renta per cápita y la tasa de desempleo en la región de destino¹². Los resultados de Serrano (1997) también son consistentes con la hipótesis de que un aumento generalizado de la tasa de paro tiende a reducir la movilidad regional. Este autor estima un modelo muy similar al de Bentolila y Dolado empleando básicamente los mismos datos pero a nivel provincial. Aunque Serrano no permite que los coeficientes del modelo varíen con el nivel agregado de desempleo (excepto implícitamente al emplear el diferencial porcentual entre la tasa de paro regional y la nacional en vez del diferencial absoluto), la estimación de una ecuación de migraciones en dos subperíodos distintos (1964-79 y 1979-93) revela un descenso en la sensibilidad de las migraciones a las diferencias salariales que es consistente con los resultados de Bentolila y Dolado.

Serrano (1997) también ofrece una segunda explicación complementaria del bajo nivel de movilidad interregional en la segunda parte del período muestral. Este autor observa que el diferencial salarial o de renta per cápita medio entre dos regiones podría no ser un buen indicador del incentivo a emigrar porque esta variable tenderá a reflejar diferencias en niveles educativos. El emigrante poco cualificado, por tanto, no podría aspirar a mejorar sus ingresos tanto como sugieren los salarios medios al desplazarse a una región con un mayor nivel educativo.

(11) La ecuación migratoria estimada por Bentolila y Dolado implica, por ejemplo, que con una tasa de desempleo nacional del 10%, un incremento de un punto porcentual de la tasa de paro regional (partiendo del nivel medio) generaría a largo plazo un flujo emigratorio anual de un 0,09% de la población. Empleando esta ecuación junto con otra de ajuste salarial y una tercera que relaciona las migraciones con la evolución de la tasa de paro, los autores realizan algunas simulaciones ilustrativas que sugieren que los procesos de ajuste operan con lentitud. Bajo el supuesto de una tasa de paro del 15%, una región que partiese de una tasa de paro superior en un punto al promedio nacional tardaría unos diez años en eliminar la mitad de este diferencial.

(12) La ecuación estimada por Raymond y García es de la forma

$$tmn_{od} = a_{od} + 2,02 \ln(y_d/y_o) - 2,74 u_d$$

(i=)

[10,29]

[12,67]

donde tmn_{od} es la tasa migratoria neta entre o y d , a_{od} es un efecto fijo para cada par de regiones, y es la renta per cápita y u la tasa de desempleo. Los números entre corchetes son estadísticos t robustos a la heteroscedasticidad.

Para contrastar esta hipótesis, Serrano propone controlar por el nivel medio de estudios de la población (h), o emplear un indicador de salarios por año medio de estudios (wh). Sus resultados (ecuaciones [2]-[4] en el cuadro 3) parecen apoyar esta conclusión. El salario relativo (w) no es significativo en la ausencia de la variable de capital humano (ecuación [2]), pero pasa a serlo cuando controlamos por los años medios de estudios (ecuaciones [3] y [4]). Esta última variable entra en la ecuación con un signo negativo y significativo, incluso cuando el indicador salarial es el basado en el ingreso medio por año de estudios, lo que el autor interpreta como una indicación de un efecto positivo del nivel de formación sobre la movilidad. Serrano observa que la dispersión regional de los salarios corregidos por el nivel educativo es baja, lo que hace que el incentivo a emigrar también lo sea. Este factor, sin embargo, no parece capaz de explicar el acusado descenso de las tasas migratorias netas por cuanto, como muestra el propio autor, la dispersión de los salarios por año de estudios ya era reducida en la primera mitad del período muestral.

Al igual que Bentolila y Dolado o Serrano, Ródenas (1994) encuentra indicios de algún tipo de cambio estructural en los determinantes de los flujos migratorios regionales. Esta autora utiliza la Encuesta de Variaciones Residenciales para estimar ecuaciones de migración "independientes" con datos de corte transversal para tres años seleccionados (1973, 1985 y 1989) en las que la variable a explicar es la tasa emigratoria bruta interregional. Como se observa en el cuadro 4, la especificación preferida del modelo en cada uno de estos tres años resulta ser bastante diferente.

Uno de los objetivos del ejercicio es determinar si el cambio en el patrón migratorio detectado entre el comienzo y el final de la muestra se puede interpretar en términos del paso de un modelo de desequilibrio a otro de equilibrio con diferenciales compensadores. Los resultados son poco concluyentes. Centrándonos en las estimaciones con efectos fijos regionales recogidas en el cuadro, encontraremos que (aunque la especificación de las ecuaciones no es plenamente comparable¹³), los resultados son consistentes con un modelo de desequilibrio en 1973 y 1989. En estos años, la emigración aumenta con los salarios en la región de destino (w_d) o con el diferencial salarial entre el destino y el origen (dw_{do}), y con algún indicador de la creación de empleo relativo en las dos localizaciones (ΔE). En 1985, sin embargo, dos de las variables presentan signos contrarios a los que serían esperables en un modelo de desequilibrio. En concreto, la emigración está positivamente correlacionada con la tasa de paro en el destino (u_d) y negativamente con el diferencial de crecimiento en el empleo en el sector servicios entre la región de destino y la de origen ($\Delta(E.serv_d/E.serv_o)$). Aunque al menos el primero de estos signos sería explicable en principio en términos de un modelo de equili-

(13) La selección de los indicadores salariales y de creación de empleo, así como los intervalos empleados para calcular el crecimiento del empleo, varían de forma bastante arbitraria entre las distintas muestras, lo que dificulta la valoración de los resultados. Para una definición de las variables, que no es todo lo precisa que sería deseable, véanse las notas al cuadro 4.

Cuadro 4: DETERMINANTES DE LA TASA EMIGRATORIA BRUTA INTERREGIONAL RÓDENAS (1994)

	[1]	(t)	[2]	(t)	[3]	(t)	[4]	(t)
$dw_{do}(-2)$	1,74E-09	(2,76)						
$wrel_d(-2)$			5,83E-10	(3,28)				
w_d					1,39E-09	(3,19)	2,73E-09	(5,64)
$u_d(-2)$			0,00084	(5,52)				
<i>límitrofe</i>	0,00035	(4,99)	0,00030	(7,88)	0,00032	(2,04)	0,00032	(4,93)
$stock_{od}$	6,70E-08	(3,65)	5,52E-08	(2,94)	9,34E-08	(3,79)	9,67E+08	(4,80)
$\Delta E.no-agr_d$	0,00254	(4,98)						
$\Delta E.agr_o$	-0,00192	(4,19)	-0,00112	(6,18)				
$\Delta E.agr_d$			0,00096	(1,99)				
$\Delta E.serv_d$			0,00042	(2,44)	0,00218	(3,69)	0,00222	(3,00)
$\Delta E.serv_o$					-0,00270	(4,64)	-0,00369	(5,76)
$\Delta(E.serv_d/E.serv_o)$			-0,00065	(3,96)				
<i>densidad_d</i>							6,90E-07	(2,11)
<i>divivprop_{do}</i>							0,00101	(1,67)
uld_o							-1,08E-05	(3,38)
h_o							1,13E-05	(2,28)
Ext_o	0,00063	(2,10)			0,000262	(1,44)		
$C-M_o$	0,00036	(2,00)						
Cat_o			-0,00026	(1,73)				
Mad_o			-0,00013	(2,78)				
Val_o			-0,00014	(3,66)	-0,000225	(3,12)	-0,00027	(3,47)
Bal_o					0,000405	(2,49)		
Rio_o					0,0002	(2,05)		
PV_d	0,00035	(2,07)						
Val_d					0,00024	(2,40)		
Mad_d			-0,00025	(2,34)	0,00043	(2,01)		
R^2 ajustado	0,685		0,7298		0,6531		0,6439	
Año:	1973		1985		1989		1989	

Notas:

- Estimación por MCO con datos de corte transversal por regiones para cada año indicado. Estadísticos t de White robustos a la heteroscedasticidad.
- *Variable dependiente* = tasa emigratoria bruta de la región o a la región d (número total de emigrantes de o a d divididos por la población de origen).
- *Fuente de los datos migratorios*: Anuario Estadístico de España (a partir de la Encuesta de Variaciones Residenciales).

Variables explicativas:

- *salarios*: $dw_{do}(-2)$ = diferencia entre el salario real por ocupado en la comunidad de destino y la de origen dos años antes del período al que se refiere la tasa migratoria; $wrel_d(-2)$ = diferencia entre el salario real por ocupado en la comunidad de destino y la media nacional; w_d = salario real por ocupado y mes en la región de destino. *Fuente*: BBV, excepto para w_d , que proviene de la Encuesta de Salarios del INE. Datos ajustados por inflación utilizando índices regionales de precios al consumo o coste de la vida. No se indica si las variables (o sus diferencias interregionales) se miden en niveles o en logaritmos (o en términos porcentuales).

Notas al cuadro 4 (continuación)

- *crecimiento del empleo*: ΔE_{sector_i} = crecimiento del empleo en el sector (agricultura, servicios, sector no agrícola) en la región i (= o, origen, o d, destino) "en relación a" la media nacional. (No se especifica si el incremento del empleo es en términos absolutos o proporcionales o cómo se relaciona éste con el promedio nacional). Los períodos sobre los que se calcula el crecimiento del empleo varían en cada período (1960 a 1971 para 1973, 1979 a 1983 para 1983 y 1988 a 1989 para 1989). $\Delta dE_{ser_{do}}$ = crecimiento de la *ratio* (empleo en servicios en d /empleo en servicios en o) entre 1983 y 85. Fuente: BBV.
- $u_d(-2)$ = tasa de paro en la región de destino, BBV.
- *límitrofe* = variable ficticia, = 1 si las comunidades de origen y destino son limítrofes.
- $stock_{od}$ = proxy para el stock de emigrantes, suma de los flujos migratorios brutos de o a d a lo largo de los cuatro años anteriores al año analizado.
- $densidad_d$ = densidad de población, habitantes por Km^2 en la región de destino, medida en desviaciones (porcentuales o absolutas?) sobre la media nacional.
- *dvivprop* = diferencia entre la región de destino y la de origen en la proporción de viviendas familiares principales en régimen de propiedad respecto del total de viviendas familiares principales ("se excluyen las alquiladas" [sic?]). Fuente: Censo de 1991.
- uld_o = proporción de desempleados que llevan más de 1 año buscando empleo en la región de origen, medida en desviaciones (absolutas o porcentuales?) sobre la media nacional. Fuente: EPA.
- h_o = fracción de los ocupados en la región de origen con un nivel elevado de cualificación (profesionales, técnicos y similares, directivos de organismos públicos y privados, personal administrativo y fuerzas armadas), medida en desviaciones sobre la media nacional. Fuente: Censo de 1991.
- variables ficticias regionales: $Reg_o = 1$ si Reg es la región de origen y $Reg_d = 1$ si es la de destino.

brio,¹⁴ la autora señala que existen otras interpretaciones posibles y concluye que no hay evidencia clara de un cambio hacia un patrón "de equilibrio," aunque también considera que el modelo tradicional de desequilibrio no refleja bien la experiencia reciente por razones que no quedan del todo claras.

Ante estos resultados, Ródenas parece decantarse por la hipótesis alternativa de que la explicación del carácter cada vez más equilibrado de los flujos migratorios habría que buscarla en un aumento de la importancia de las barreras a la movilidad derivadas de diversas rigideces e imperfecciones en los mercados inmobiliarios y de trabajo. La última ecuación del cuadro 4 ofrece en efecto alguna evidencia de la existencia de tales barreras. Así, la propiedad de una vivienda en la región de origen ($dvivprop_{do}$) parece desincentivar la emigración (lo que podría ser indicativo del mal funcionamiento del mercado inmobiliario, o al menos de la existencia de elevados costes de transacción), al igual que la importancia del paro de larga duración (uld_o) y la falta de cualificación de la mano de obra (h_o) (que cabría atribuir a la ausencia de información interregional sobre vacantes no cualifi-

(14) Un incremento exógeno de la demanda de "amenities" generaría flujos migratorios hacia regiones bien dotadas en bienes no comercializables que, a la vez (de cumplirse la hipótesis de equilibrio), presentarían tasas elevadas de desempleo (¿pero no bajos salarios?) que compensarían su atractivo por otros conceptos.

casas). Por otro lado, estos resultados se refieren (probablemente por falta de la información necesaria) a un único año, no aportándose evidencia alguna de un aumento de la importancia de las barreras a la movilidad. La conclusión de que ésta es la principal explicación del cambio observado en el patrón migratorio resulta, por tanto, cuanto menos prematura.

Dos trabajos recientes [Gil y Jimeno (1993) y Antolín y Bover (1997)] utilizan datos a nivel individual procedentes de la Encuesta de Migraciones de la EPA

**Cuadro 5: DETERMINANTES DE LA PROBABILIDAD DE EMIGRAR
ANTOLÍN Y BOVER (1997)**

	Coef.	(t)		Coef.	(t)
<i>Constante</i>	-4,382	(20,58)	<i>Agricultura</i>	-0,719	(3,33)
<i>Edad 16 a 24</i>	0,404	(2,72)	<i>Industria</i>	-0,891	(5,94)
<i>Edad 25 a 34</i>	0,512	(4,83)	<i>Servicios</i>	-0,238	(1,96)
<i>Edad 50 a 70</i>	-1,035	(6,14)	<i>dU</i>	-0,121	(0,08)
<i>Educación primaria</i>	-0,451	(5,15)	<i>dU * desempleado</i>	3,698	(1,59)
<i>Educación superior</i>	0,416	(3,23)	<i>dU * registrado INEM</i>	-13,641	(2,85)
<i>Con niños</i>	-1,027	(10,07)	<i>dU * educ. superior</i>	4,055	(1,61)
<i>No cabeza de fam. soltero (ncfs)</i>	-1,331	(11,76)	<i>dU * niños</i>	-5,21	(2,81)
<i>Casado con esposa ocupada</i>	-0,630	(4,76)	<i>dU * ncfs</i>	-8,367	(4,01)
<i>Desempleado</i>	0,587	(2,76)	<i>dtcp</i>	0,125	(4,56)
<i>Registrado en INEM</i>	-1,511	(6,07)	<i>dtcp * educ. superior</i>	-0,106	(1,43)
<i>Antigüedad empleo > 3 años</i>	-0,980	(9,92)	<i>pv</i>	0,665	(3,32)
<i>Empleado sector público</i>	1,366	(8,01)	<i>lpvl</i>	1,698	(6,12)
<i>Empleado sector privado</i>	0,945	(6,04)	<i>dw</i>	2,426	(5,34)

Notas:

- Modelo logit, estimado por máxima verosimilitud con cinco cortes transversales agrupados (1987-91).
- La muestra incluye varones de entre 16 y 70 años de edad, activos tanto en el momento de la encuesta como un año antes. Tamaño muestral = 224.714; frecuencia migratoria = 0,295%.
- Fuente de los datos migratorios: Encuesta de Migraciones de la EPA.
- Grupo de referencia = cabeza de familia soltero o casado con esposa no ocupada, entre 35 y 49 años de edad, sin educación o con educación secundaria, sin niños, autoempleado en el sector de la construcción con menos de tres años en el trabajo actual y viviendo en una hipotética región con los valores promedios de las variables regionales.
- Variable dependiente: decisión migratoria individual (si o no).

Variables explicativas:

- dU = diferencial (presumiblemente en niveles) de paro entre cada región y el promedio nacional.
- dw = diferencia logarítmica entre el salario real regional y el nacional. Los salarios nominales se deflactan empleando el IPC regional.
- dtcp = diferencia entre la tasa de crecimiento de la tasa de participación laboral regional y el promedio nacional de la misma variable.
- pv = índice de precios relativos de la vivienda, en diferencias logarítmicas con el promedio nacional. Esta variable se incluye también en valor absoluto para capturar posibles asimetrías en los efectos de precios superiores e inferiores al promedio.

con el fin de analizar la incidencia de características personales y regionales sobre la probabilidad de emigrar así como la interacción entre ambos grupos de variables. Como ya hemos visto en la sección anterior, la posibilidad de abordar esta última cuestión es una ventaja importante de este tipo de datos y ha contribuido a clarificar, por ejemplo, los mecanismos a través de los cuales el desempleo incide sobre las decisiones migratorias.

Los resultados de estos dos estudios sobre la incidencia de las características personales en las decisiones migratorias son razonables y ofrecen pistas interesantes sobre el posible efecto desincentivador de algunos aspectos de nuestro mercado de trabajo y del sistema de protección social. Ambos estudios encuentran que, en términos generales, la probabilidad de emigrar desciende con la edad a partir de un punto¹⁵, aumenta con la educación (al menos universitaria) y es sensible a circunstancias familiares tales como la presencia de hijos o de un cónyuge ocupado. Otro resultado común es que las probabilidades de emigrar de los ocupados y desocupados responden de manera distinta a diversas características personales y regionales.

Tanto Antolín y Bover como Gil y Jimeno concluyen también que algunas variables relacionadas con el mercado de trabajo parecen jugar un papel muy importante a la hora de explicar el bajo nivel de movilidad que observan en sus respectivas muestras. Antolín y Bover encuentran que la antigüedad en el empleo (que es generalmente sinónimo de la existencia de un contrato permanente) desincentiva la movilidad. Uno de sus resultados centrales es que el hecho de estar registrado como parado en el INEM tiene un efecto negativo muy importante sobre la propensión a emigrar (y también sobre la sensibilidad a los diferenciales regionales de paro). La probabilidad de emigrar de los parados no registrados es muy superior a la de los ocupados, mientras que la de los parados registrados es la más baja de los tres grupos. Los autores sugieren dos posibles explicaciones. La primera es que el subsidio de desempleo (para el que el registro es una condición necesaria) puede reducir el incentivo a emigrar en busca de trabajo. Una segunda posibilidad es que los individuos podrían ser reacios a cambiar de residencia por el temor (no plenamente justificado) a que esto suponga la pérdida de su posición en la lista del INEM para la asignación de vacantes.

Gil y Jimeno, por su parte, conjeturan (a partir de un interesante modelo teórico) que una causa importante de la baja movilidad de los trabajadores podría ser el mal funcionamiento del mercado laboral a la hora de "casar" vacantes y desempleados situados en regiones diferentes. Su hipótesis es que la disminución de los desequilibrios regionales ha reducido el incentivo a emigrar hasta el punto en que los individuos, en general, sólo están dispuestos a cambiar de residencia una vez que disponen de una oferta de trabajo en otra región. Por lo tanto, la eficiencia del sistema a la hora de generar tales ofertas sería un determinante crucial de la movilidad. La ausencia de la información necesaria, sin embargo, impide a los autores comprobar la validez de su hipótesis sobre la prevalencia de los desplazamientos

(15) Trabajando con datos más agregados, González Pérez (1992) concluye también que la edad es un determinante importante del comportamiento migratorio. Este autor encuentra también alguna indicación de que las variables climáticas (precipitaciones y temperaturas medias) tienen algún efecto sobre las decisiones de localización.

ligados a ofertas previas de trabajo, lo que les deja sólo con evidencia indirecta (y muy poco concluyente) basada en un análisis de la incidencia de las migraciones sobre el status ocupacional de los individuos.

Cuadro 6: PROBABILIDAD DIFERENCIAL DE EMIGRAR (TANTO POR MIL)
GIL Y JIMENO (1993)

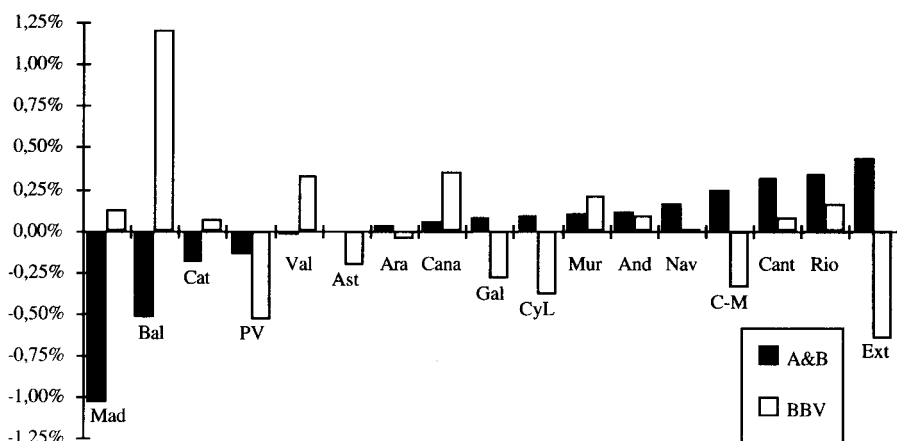
		Ocupados un año antes	Parados un año antes	Muestra completa
<i>Grupo de referencia</i>		2,8	16,4	9,9
<i>Edad</i>	19-24	7,3	-11,6	9,1
	25-40	8,7	-10,8	9,2
	41-55	0,8	-12,8	-2,6
	>55	-2,8		-8,8
<i>Educación</i>	primaria	-0,9	2,0	-2,0
	secundaria	-1,2	5,9	-2,9
	universidad	0,4	5,3	2,1
<i>Relación con hogar</i>	marido/mujer	-0,9	8,0	-0,7
	pariente	0,8	-11,3	2,2
	nº-pariente	11,3	47,2	29,1
<i>Otras características</i>	Hombre	0,5	18,6	2,6
	Casado	2,3	5,6	6,2
	nº hijos < 6 años	-	-	-
	nº hijos 6-16	-	-	-
<i>Actividad hace un año</i>	ocupado			-4,9
	parado			-6,3
<i>Región de origen</i>	Nordeste	-2,4	-9,7	-9,7
	Madrid	2,0	19,5	4,7
	Centro	-2,4	-10,7	-8,1
	Este	-1,7	-6,3	-6,2
	Sur	-2,4	-9,1	-7,5
	Canarias	-1,9	-4,8	-7,0

Notas:

- Diferenciales de probabilidad con respecto al grupo de referencia, obtenidos a partir de la estimación de un modelo probit con datos de corte transversal a nivel individual (1991).
- La muestra incluye individuos de ambos sexos activos en el momento de la encuesta pero no necesariamente un año antes. La "muestra completa" por tanto, incluye individuos inactivos al comienzo del período. Tamaño muestral = 77.394; frecuencia migratoria = 0,349%.
- Fuente de los datos migratorios: Encuesta de Migraciones de la EPA.
- Grupo de referencia = mujer, entre 16 y 18 años, sin estudios, miembro de la unidad familiar, región de origen Noroeste e (en la última ecuación) inactiva al comienzo del período muestral.
- Regiones: Noroeste = Galicia, Asturias y Cantabria; Nordeste = País Vasco, Navarra, Rioja y Aragón; Madrid; Centro = Castilla y León, Castilla la Mancha y Extremadura; Este = Cataluña, Valencia y Baleares; Sur = Andalucía, Murcia, Ceuta y Melilla; Canarias.
- Variable dependiente: decisión migratoria individual (sí o no).

En cuanto a los efectos de las características de la región de origen como factores de “expulsión”, los resultados de ambos estudios son bastante contraintuitivos y, en mi opinión, problemáticos. En Gil y Jimeno, estos efectos se recogen únicamente a través de un conjunto de *dummies* suprarregionales. De acuerdo con su estimación, Madrid estaría entre las comunidades más propensas a la emigración, mientras que el Sur (Andalucía y Murcia) y el Centro (las dos Castillas y Extremadura) serían las regiones que presentan tasas emigratorias más bajas. Antolín y Bover, por su parte, encuentran que los flujos migratorios parten predominantemente de regiones caracterizadas por salarios elevados y tasas de desempleo relativamente bajas (además de precios elevados de la vivienda). Los autores consiguen racionalizar este segundo signo a base de introducir términos de interacción entre diferenciales de paro y características personales. En ambos casos, sin embargo, parece razonable preguntarse si estos resultados no podrían deberse a la existencia de un sesgo en la muestra de la Encuesta de Migraciones, que podría no reflejar muy bien las tasas migratorias netas de las diferentes regiones, además de infravalorar muy considerablemente el grado de movilidad. La sospecha surge porque las tasas de inmigración muestrales que reportan Antolín y Bover no se parecen en casi nada a los correspondientes valores poblacionales (calculados con nuestros datos para el mismo período). El gráfico 13 ilustra la discrepancia entre las dos fuentes en términos de la tasa de inmigración neta regional. A priori al menos, los datos del BBV ofrecen una imagen más plausible de los flujos migratorios regionales que la derivada de la Encuesta de Migraciones (EM).

Gráfico 13: TASAS DE INMIGRACIÓN NETAS REGIONALES, ANTOLÍN Y BOVER (1997) VS. DATOS BBV



A partir de una comparación de esta última fuente con la Encuesta de Variaciones Residenciales, el trabajo de Ródenas y Martí (1997) concluye también que la EM infravalora el grado de movilidad en España y no captura bien la distribución geográfica de los flujos migratorios. Los comentarios de estas autoras sobre las deficiencias de esta encuesta sugieren que una posible explicación de este segundo problema tiene que ver con el proceso de selección de las secciones censales en las que se realiza el muestreo. Puesto que éstas se actualizan únicamente con los censos y padrones, el cambio en los pesos relativos de las distintas secciones pasaría desapercibido durante el período intermedio. En la medida en que los inmigrantes tiendan a concentrarse en áreas determinadas, aumentando así su peso poblacional, la encuesta tenderá a subestimar su número. Esto podría ser un problema especialmente grave en áreas metropolitanas receptoras de flujos importantes de emigrantes poco cualificados que tienden a concentrarse en barrios periféricos de rápido crecimiento.

2.3. *Conclusión*

El patrón migratorio interno que observamos en España en años recientes es muy distinto del existente durante los años cincuenta y sesenta. A partir de mediados de los setenta, los saldos migratorios netos interregionales se reducen considerablemente, invirtiéndose en algún caso su signo tradicional, y se observa un cambio importante en las características personales de los emigrantes.

Parece existir un cierto consenso en la literatura reciente en que este cambio en el patrón migratorio refleja un descenso de la movilidad de la población española que resulta preocupante por cuanto supone una reducción de la capacidad de ajuste de las economías regionales ante disparidades de renta y desempleo. El supuesto descenso de la movilidad, por su parte, tiende a atribuirse a una combinación de dos factores: algún tipo de cambio estructural en el modelo migratorio (en respuesta a un mayor nivel de desempleo o a una mayor sensibilidad a variables de calidad de vida) o a un incremento en las barreras a la movilidad relacionadas con imperfecciones en los mercados laborales e inmobiliarios.

¿Hasta qué punto están justificadas estas conclusiones? En mi opinión, la evidencia que hemos repasado sugiere una respuesta cauta y muy matizada a esta pregunta. En primer lugar, no parece haber evidencia clara de un descenso permanente de la movilidad general de la población ni de una inversión sistemática del patrón migratorio. Aunque los flujos migratorios brutos interregionales registran un descenso apreciable durante los peores años de la crisis, sus niveles se recuperan en el período posterior. El descenso es, además, mucho menor si consideramos el conjunto de los movimientos migratorios, y no sólo los que suponen un traslado a otra región. En la misma línea, los cambios de signo observados en los saldos migratorios regionales no parecen demasiado significativos —con la posible excepción del País Vasco—, donde el deterioro de la situación política sería un factor adicional a considerar. Como hemos visto, la “evidencia” más clara de un nuevo patrón migratorio caracterizado por una movilidad extremadamente baja y el retorno hacia regiones tradicionalmente expulsoras de población proviene de una fuente estadística (la Encuesta de Migraciones) que parece ser particularmente poco fiable.

En segundo lugar, aunque existen indicaciones de que diversas rigideces de los mercados laborales y de vivienda representan un obstáculo a la movilidad geográfica, no hay evidencia directa de un agravamiento de estos problemas que pueda haber contribuido al descenso de la propensión a emigrar. Con todo, la conjetura de que algo de esto hay resulta plausible en lo que se refiere al aumento de las prestaciones por desempleo, pero no tanto en lo que concierne al mercado inmobiliario, donde las rigideces vienen de muy atrás. En tercer lugar, no existe en la literatura ningún contraste convincente de la hipótesis de un cambio de preferencias en la dirección de un mayor peso de los factores de calidad de vida en relación con las variables tradicionales de oportunidad económica. Lo que sí se encuentra es evidencia, en principio bastante clara, de que un aumento en el nivel agregado de desempleo reduce la tasa migratoria neta, bien directamente o bien a través de un descenso en su sensibilidad a otros factores. La historia, además, parece bastante razonable, aunque cabe quizás preguntarse porqué el aumento del desempleo no parece haber tenido un efecto similar (o al menos tan acusado) sobre las tasas migratorias brutas.

En conclusión, a la vista de nuestro repaso de la literatura, la hipótesis más plausible es que el "parón migratorio" de los últimos veinticinco años se debe, además de a la reducción de las disparidades de renta interregionales y a la desaceleración del cambio estructural, al efecto adverso sobre la movilidad de un aumento generalizado del paro combinado con el crecimiento de las prestaciones por desempleo. El peso relativo de los distintos factores, así como la robustez misma de los resultados, merece sin embargo un examen más detallado.

Este será el objetivo de la parte final de este trabajo. Nuestra estrategia será la de formular un sencillo modelo de la evolución de la distribución regional de la población y ver hasta qué punto resulta necesario invocar un cambio estructural para explicar el descenso de los flujos migratorios netos, intentando después relacionar este posible cambio de régimen con la evolución de la tasa agregada de desempleo o con el nivel medio de renta. El modelo propuesto engloba una ecuación migratoria en la que la principal diferencia con las especificaciones habituales es la aparición de la densidad de población como variable explicativa. Si el signo de esta variable es negativo (esto es, si la población tiende a crecer más lentamente en las regiones más densamente pobladas a igualdad de otros factores), la distribución regional de la población tiende a estabilizarse con el paso del tiempo, generando un patrón cualitativamente similar al que encontramos en los datos españoles. En este contexto, el descenso de los saldos migratorios netos no resulta sorprendente en principio, si bien la brusquedad e intensidad del proceso no permiten descartar ex ante la posibilidad de algún tipo de cambio estructural.

3. UN ANÁLISIS EMPÍRICO

En esta sección exploraremos la dinámica territorial de la población española durante el período 1955-93. En vez de centrarnos directamente en las migraciones, partiremos de un modelo que intenta describir los determinantes de la evolución de la distribución regional de la población, adaptando a este fin algunos de los conceptos y técnicas habituales en la literatura de convergencia. Supondre-

mos, en concreto, que la evolución de la densidad relativa de población viene descrita por una ecuación de convergencia condicional de la forma:

$$\Delta d_{rt} = a_r - \beta d_{rt} + \theta \Delta n_{rt} + \gamma x_{rt} \quad [3]$$

donde d_{rt} es la densidad de población relativa de la región r al comienzo del período t (habitantes por Km^2 en diferencias logarítmicas con el promedio español), Δd_{rt} la tasa de crecimiento anual de la misma variable (también en diferencias con el promedio español) durante el período que comienza en t , Δn_{rt} la tasa relativa de crecimiento vegetativo de la población (nacimientos menos defunciones dividido por la población en diferencias con el promedio español), a_r un efecto fijo que intenta capturar diversas características (o “amenidades”) que pueden incidir sobre el atractivo de cada región como lugar de residencia y x_{rt} un vector de otras variables que discutiremos más adelante.

La ecuación [3] especifica un proceso de ajuste dinámico que podría ser una representación plausible de la evolución de la distribución interregional de la población con el paso del tiempo. Tomando como dados los valores de las variables exógenas (a_r , Δn_{rt} y x_{rt}) en un momento determinado, podemos igualar Δd_{rt} a cero para obtener una densidad de población de “equilibrio” a largo plazo,

$$d_{rt}^* = \frac{a_r + \theta \Delta n_{rt} + \gamma x_{rt}}{\beta}$$

y reescribir [3] en la forma

$$\Delta d_{rt} = \beta (d_{rt}^* - d_{rt}). \quad [3']$$

Vemos por tanto que, al igual que ocurre en la literatura de crecimiento, el parámetro β mide la velocidad de ajuste hacia un (pseudo-) equilibrio a largo plazo que es, a su vez, una función de los valores, posiblemente cambiantes en el tiempo, de una serie de variables exógenas.

Pero ¿de qué depende el valor de este coeficiente de ajuste? Aunque en el presente contexto la ecuación de convergencia no se deriva directamente de un modelo formal podemos intentar clarificar el significado de este parámetro deteniéndonos por un momento para intentar relacionar la ecuación [3] con especificaciones más habituales de la función de migración y con la discusión teórica del apartado 3.a.

En primer lugar, observemos que, puesto que el denominador de la densidad de población es constante, su tasa de crecimiento (Δd_{rt}) es simplemente la tasa de crecimiento de la población, y que esta variable se puede expresar como la suma de un componente vegetativo (Δn_{rt}) y de la tasa inmigratoria neta regional (m_{rt}). Si imponemos la hipótesis que $\theta = 1$ en la ecuación [3] y pasamos n_{rt} al otro lado, obtenemos una ecuación de migración en la que la tasa inmigratoria neta de cada región aparece en función de a_r , un vector de variables sin especificar, x_{rt} , y la densidad de población relativa,

$$m_{rt} = \Delta d_{rt} - \Delta n_{rt} = a_r - \beta d_{rt} + \gamma x_{rt}. \quad [4]$$

A la espera de cómo especifiquemos el vector x_{rt} , el único cambio con respecto a las formulaciones más habituales en la literatura de migraciones es la inclusión como regresor de la densidad de población relativa¹⁶. El coeficiente de esta variable podría en principio ser tanto positivo como negativo. Las aglomeraciones urbanas pueden resultar atractivas en la medida en que la concentración de la población permite ofrecer una mayor variedad y calidad de servicios y amenidades recreativas y culturales. Por otro lado, el aumento de la densidad de población va acompañado también de costes de congestión que pueden llegar a ser muy importantes. Entre éstos podríamos citar el aumento del tiempo de desplazamiento al trabajo, la degradación medioambiental y (en la medida en que este aspecto no se refleje adecuadamente en los índices de precios empleados para deflactar la renta nominal) el elevado coste de la vivienda. Parece razonable esperar que, al menos pasado un cierto punto, los costes de congestión comenzarán a imponerse a las externalidades positivas de aglomeración, lo que generará una tendencia hacia la gradual estabilización de la distribución territorial de la población (para valores dados del resto de las variables explicativas).

Así pues, una posible interpretación del parámetro de convergencia es que éste es simplemente una medida del grado de aversión a la congestión. Por otro lado, la intuición sugiere también que la velocidad de ajuste hacia el equilibrio reflejará de alguna manera el grado de "movilidad" de la población. Para formalizar esta intuición, interpretemos la "movilidad" como la sensibilidad de los flujos migratorios a los diferenciales territoriales de utilidad esperada y (manteniendo la notación y suprimiendo algunas variables para simplificar) supongamos que detrás de la ecuación [3] hay un sistema de dos ecuaciones de la forma siguiente

$$\Delta d_{rt} = b v_{rt} \tag{5}$$

$$v_{rt} = \gamma x_{rt} - c d_{rt} \tag{6}$$

donde v_{rt} es el diferencial de utilidad esperada entre la región r y el promedio nacional al comienzo del período t . En esta formulación, el parámetro b mide la movilidad de la población, tal como la acabamos de definir, mientras que el coeficiente c captura la aversión a la congestión. Si, como parece probable, este segundo parámetro es positivo, existirá un equilibrio interior con un valor finito de equilibrio de la densidad relativa de población,

$$d_{rt}^* = \gamma x_{rt} / c, \tag{7}$$

tal que el diferencial de utilidad esperada es cero para todas las regiones. (Si, por el contrario, c es cero, tendremos un equilibrio de esquina en el que toda la población se concentrará en una sola región a largo plazo, pero d_{rt}^* existirá en todo caso). Sustituyendo [6] y [7] en [5], obtenemos una ecuación de convergencia de la misma forma que [3'],

$$\Delta d_{rt} = b(\gamma x_{rt} - c d_{rt}) = bc(d_{rt}^* - d_{rt}) \equiv \beta(d_{rt}^* - d_{rt}), \tag{8}$$

(16) Algunos autores sí incluyen la densidad de población entre los determinantes de las tasas migratorias regionales. Véanse entre otros Barro y Sala i Martin (1991 y 1992) y Ródenas (1994).

pero en la que el parámetro de convergencia $\beta = bc$ depende tanto de la movilidad de la población como de su aversión a la congestión. Obsérvese que, puesto que el diferencial de utilidad no es observable, estos dos efectos no se pueden separar empíricamente.

En conclusión, la ecuación de convergencia [3] que hemos postulado es consistente con un modelo de desequilibrio en el que, para valores dados de las variables exógenas, la distribución territorial de la población tiende a converger a largo plazo a un equilibrio con diferenciales compensadores. El parámetro que mide la velocidad de ajuste del modelo reflejará tanto el grado de movilidad de la población como su aversión a la congestión, sin que sea posible separar estas dos influencias.

Para completar la especificación del modelo supondremos, apoyándonos en la discusión de las secciones precedentes, que para valores dados de a_r y d_{rt} , la tasa inmigratoria neta regional es una función del ingreso medio esperado (y_{rt}), de la probabilidad de empleo (pe_{rt}) y de algún indicador del stock acumulado de inmigrantes previos (s_{rt}), esto es:

$$\Delta d_{rt} = a_r - \beta d_{rt} + \theta \Delta n_{rt} + \gamma_y y_{rt} + \gamma_s s_{rt} + \gamma_e pe_{rt}, \quad [9]$$

donde en ocasiones permitiremos que algunos de los coeficientes del modelo varíen con el tiempo o con el valor de algún indicador agregado, tal como la tasa de desempleo nacional.

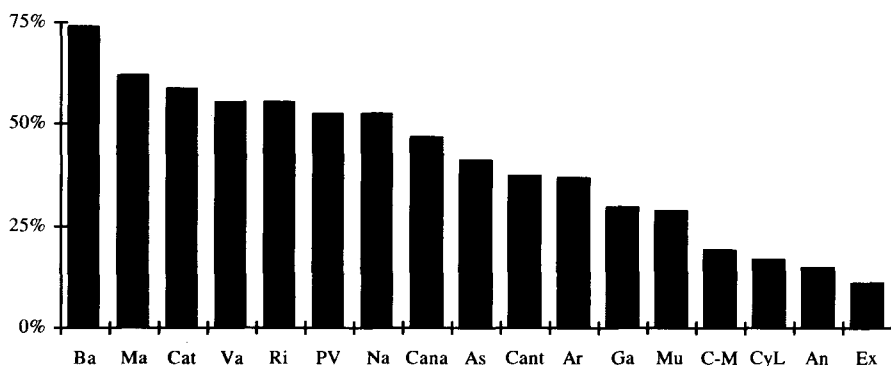
Las variables y_{rt} , s_{rt} y pe_{rt} se pueden especificar de muchas formas alternativas. Nuestro indicador de ingreso es la renta per cápita relativa regional en términos reales. Esta variable se construye deflactando la renta per cápita regional por un índice de precios al consumo que tiene en cuenta las diferencias interregionales en niveles de precios y expresando el resultado en diferencias logarítmicas con el promedio español¹⁷. Un indicador de salarios relativos construido de manera análoga ofrece resultados cualitativamente similares aunque generalmente algo peores. El *stock* acumulado de inmigrantes como fracción de la población residente ($stock_{rt}$) se ha aproximado utilizando un método de “inventario permanente”. Hemos acumulado los flujos migratorios netos de cada región (respetando su signo, de forma que un valor negativo indica un saldo neto emigratorio) a partir de 1948¹⁸, “depreciando” este stock por la tasa media de mortalidad nacional en cada período. Alternativamente, y siguiendo un procedimiento bastante habitual en la literatura, empleamos también la tasa inmigratoria neta retardada un período, $m_{r,t-1}$, como *proxy* para el *stock* de inmigrantes.

(17) Este indicador se construye a partir de las series provinciales de índices de precios al consumo y de coste de la vida y de los resultados de la encuesta regional de precios realizada por el INE en 1989 por encargo de la Unión Europea (recogidos en Lorente (1992)). Esta última fuente permite establecer los niveles relativos de precios en 1989, que se extrapolan hacia delante y hacia atrás utilizando las tasas de crecimiento de los índices provinciales correspondientes. Los índices regionales y nacionales se calculan después ponderando cada observación por el peso provincial en el VAB agregado, de acuerdo con los datos del BBV.

(18) Los datos anteriores a 1955 provienen del Anuario Estadístico de España. El método de cálculo de los saldos migratorios es el descrito en la Sección 2 y en el Apéndice.

Finalmente, también hemos trabajado con dos indicadores alternativos de la oportunidad de encontrar empleo. El primero y más común en la literatura es el diferencial de paro (en niveles dU , o en *ratios*, $rU = U_r/U_n$) entre cada región y el promedio nacional. El segundo ($probE$) intenta aproximar la probabilidad de encontrar trabajo de los activos no ocupados, extendiendo una idea propuesta por Serrano (1997) que podría a su vez estar inspirada en los trabajos de Blanco (1964) y Fields (1976). Serrano, en concreto, calcula la probabilidad de empleo en cada región como el cociente entre la creación neta de empleo durante el período y la suma del *stock* inicial de parados y el incremento neto de la población activa¹⁹. Si como parece probable, los trabajadores con experiencia previa de empleo en la región tienen acceso preferente a los nuevos puestos de trabajo, esta *ratio* mediría la probabilidad de empleo de los nuevos demandantes (entre los que se contarían los inmigrantes), y sería en cualquier caso una mejor aproximación a esta variable que la tasa media de desempleo regional.

Gráfico 14: PROBABILIDAD DE EMPLEO, PROMEDIO 1955-93



Aceptando esta lógica, parece razonable trasladarla a un nivel más desagregado, suponiendo que los trabajadores previamente ocupados tienen preferencia tan sólo dentro de su sector de origen. Así pues, trabajaremos con datos de empleo desagregados a cuatro sectores (agricultura y pesca, industria, construcción y servicios) y calcularemos la creación y la destrucción neta de empleo a nivel regional sumando separadamente los saldos netos positivos y negativos de los distintos sectores. Siguiendo a Serrano, calcularemos la probabilidad de empleo divi-

(19) Esta variable, sin embargo, no es la que el autor utiliza en las ecuaciones que aparecen en el cuadro 3 de la sección anterior, quizás para facilitar la comparación con otros resultados en la literatura.

diendo la creación neta de puestos de trabajo por el número de demandantes, incluyendo en éstos a los desplazados en aquellos sectores que registren destrucción neta de empleo. También parece razonable intentar contar a los emigrantes activos en sus regiones de origen (y no de destino) con el fin de aproximar la probabilidad de empleo *ex ante* —que parece en principio la variable más relevante a la hora de determinar el incentivo a emigrar—. Esta corrección intenta también evitar un problema de endogeneidad que, en su ausencia, sesgaría hacia cero el coeficiente de la variable de probabilidad de empleo²⁰. A este fin, supondremos que la mitad de los emigrantes son activos y los añadiremos al incremento de la población activa en sus regiones de origen (restándolos también en las de destino). De esta forma, nuestro indicador de la probabilidad de empleo viene dado por

$$\text{probE} = \frac{\text{Creación empleo}}{\text{destrucción empleo} + \text{parados iniciales} + \text{incremento activos} + 0,5 * \text{emigrantes}}, \quad [10]$$

imponiendo, si es necesario, que el cociente no sea superior a la unidad. Esta variable se introducirá en la ecuación en diferencias con el promedio español, calculado de la misma forma a partir de los datos agregados del conjunto del país. El gráfico 14 muestra la probabilidad media de encontrar empleo en cada una de las regiones españolas durante el conjunto del período muestral (sin normalizar por el promedio nacional).

3.1. La evolución del mercado de trabajo y el incentivo a emigrar

Antes de pasar a los resultados de la estimación, merece la pena examinar la evolución de algunos de los indicadores del estado del mercado de trabajo que hemos considerado como posibles determinantes de los flujos migratorios interregionales. El gráfico 15 muestra la senda temporal de dos *proxies* alternativas de la probabilidad media de empleo en el conjunto de España: uno menos la tasa de paro nacional ($1-U_n$), y la probabilidad marginal de empleo calculada aplicando la fórmula [10] a los datos agregados a nivel del conjunto de España (probE_n). El marcado descenso de la probabilidad de encontrar trabajo a partir del comienzo de la crisis es evidente en ambas series, pero mucho más marcado en la segunda de ellas.

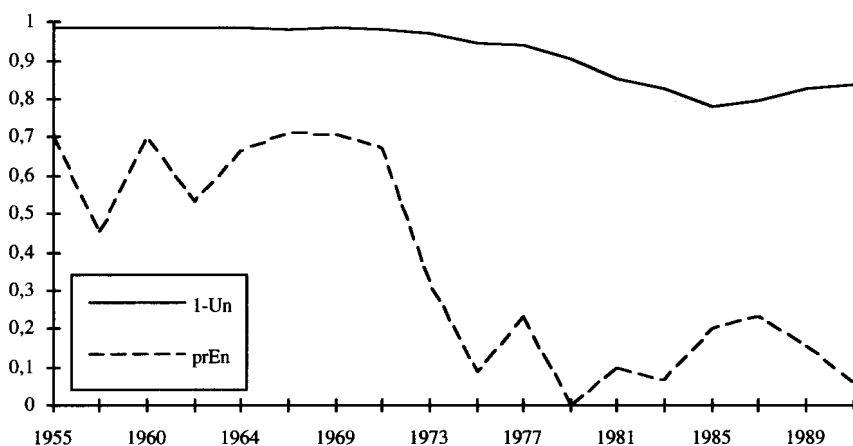
El gráfico 16 resume la evolución de la dispersión regional de tres indicadores de probabilidad relativa de empleo (probE_r , dU_r y rU_r), con su valor inicial normalizado a 100. Como observan Bentolila y Dolado, las disparidades regionales en términos de los diferenciales absolutos en tasas de paro (dU) crecen espectacularmente con el paso del tiempo, lo que en principio supondría un aumento del incentivo a emigrar. Por otro lado, tanto la dispersión de los diferenciales relativos de paro (rU) como la de nuestro indicador de probabilidad de empleo

(20) Si contamos a los emigrantes en su región de destino, la probabilidad de empleo será, *ex post*, más baja en las áreas receptoras de mano de obra y más alta en las expulsoras, lo que debilitará la correlación entre esta variable y los flujos migratorios.

(probE) muestran un perfil decreciente en el tiempo que resulta mucho más acorde con el descenso observado de la intensidad migratoria.

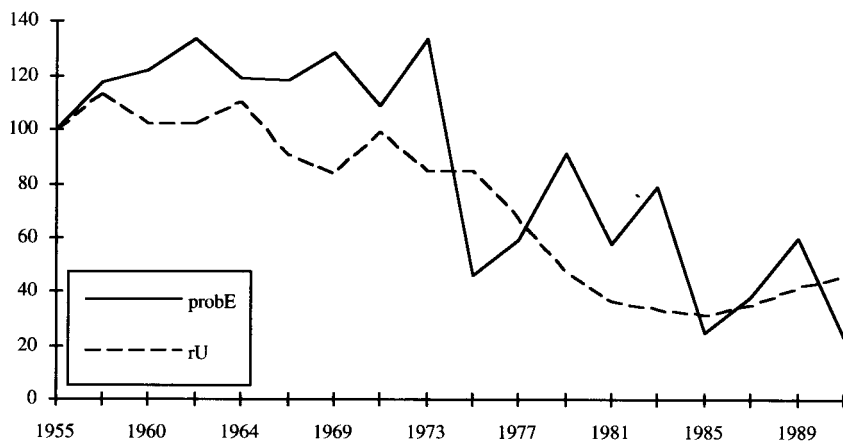
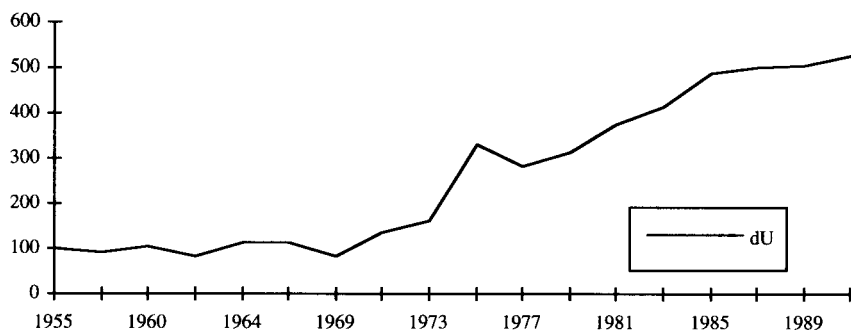
Aceptando por el momento la hipótesis de que la caída de la intensidad migratoria neta refleja de alguna forma el descenso generalizado de las oportunidades de empleo, los gráficos que acabamos de examinar sugieren dos conjeturas (no mutuamente excluyentes) sobre la relación entre estos dos fenómenos. Si nos centramos en la evolución de las tasas regionales de desempleo resulta poco menos que imposible reconciliar el comportamiento de ambas series sin recurrir a la hipótesis de que el aumento del desempleo reduce la movilidad. Si consideramos la probabilidad de empleo, por contra, esta hipótesis auxiliar resulta innecesaria. Desde esta perspectiva, la caída de los flujos migratorios sería debida no a un descenso en la propensión a emigrar, sino a la reducción en el incentivo a hacerlo en una situación en la que las oportunidades de empleo son uniformemente bajas en prácticamente todas las regiones españolas.

Gráfico 15: EVOLUCIÓN DE LA PROBABILIDAD DE EMPLEO A NIVEL NACIONAL



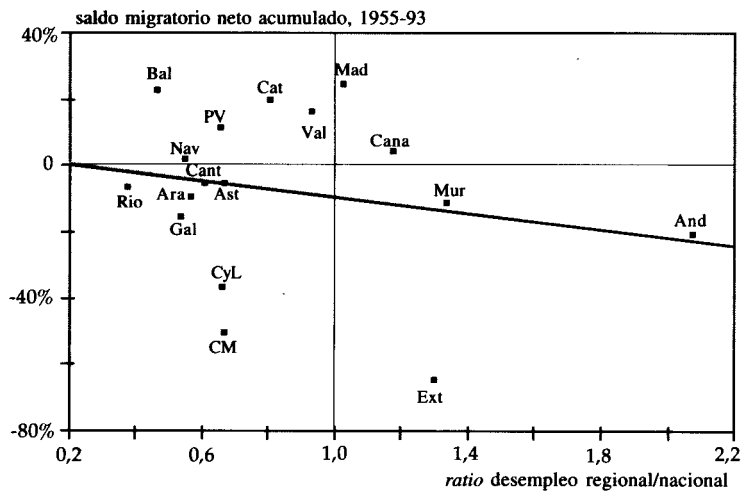
Además de su mayor sencillez, la evidencia de corte transversal también tiende a favorecer la segunda de estas hipótesis sobre la primera. Como se aprecia en los gráficos 17 y 18, la correlación entre los saldos migratorios regionales acumulados durante el conjunto del período muestral y la probabilidad media de encontrar empleo es muy superior a la correlación existente entre la primera de estas variables y la tasa relativa de desempleo. El gráfico 19, finalmente, muestra que la correlación entre los dos indicadores alternativos del estado del mercado de trabajo es sorprendentemente reducida.

Gráfico 16: EVOLUCIÓN DE LAS DISPARIDADES REGIONALES EN PROBABILIDAD DE EMPLEO (1955-57 = 100)



Nota: Desviación estándar de los valores relativos de las variables (esto es, en desviaciones sobre el promedio nacional).

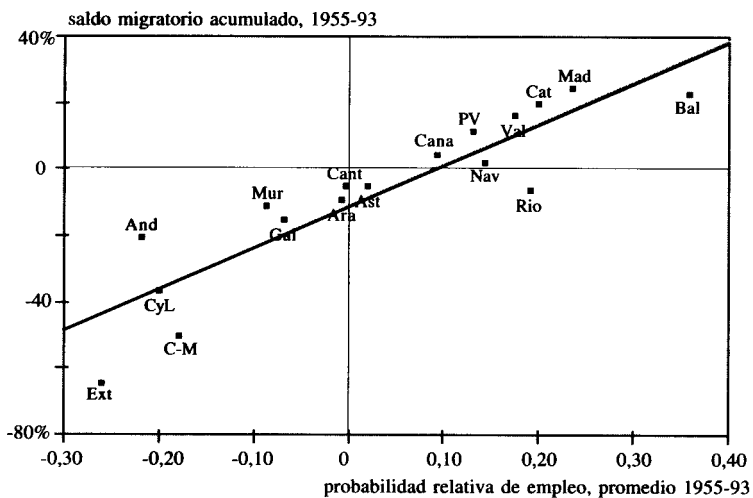
Gráfico 17: SALDOS MIGRATORIOS NETOS VS. TASAS RELATIVAS DE DESEMPLEO (rU)



Nota: Saldo migratorio neto acumulado, en porcentaje de la población residente (sin “deflactor” por mortalidad).

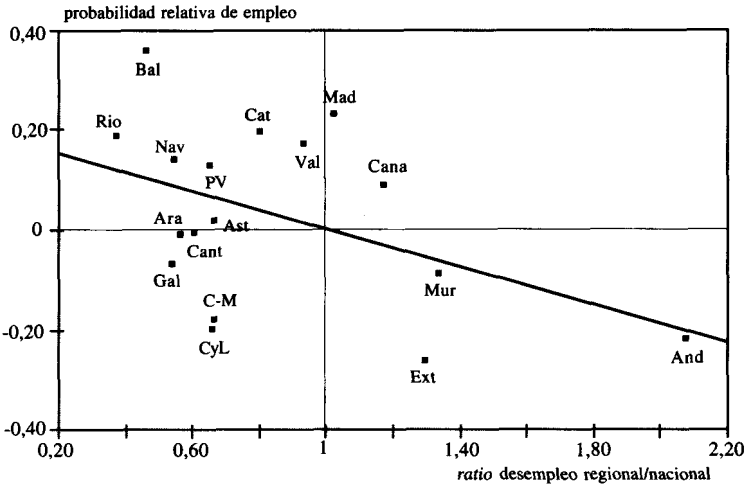
$$\text{Saldo migratorio} = 0,034 - 0,126 \text{ rU.avge} \quad t = 0,85 \quad R^2 = 0,046$$

Gráfico 18: SALDOS MIGRATORIOS NETOS VS. PROBABILIDAD RELATIVA DE EMPLEO (PROBĒ)



$$\text{Saldo migratorio} = -0,111 + 1,25 \text{ probE.rel} \quad t = 8,00 \quad R^2 = 0,81$$

Gráfico 19: TASA DE DESEMPLEO VS. PROBABILIDAD DE EMPLEO



$$\text{Pre2rel} = 0,191 - 0,190 \text{ rU avge} \quad t = 1,96 \quad R^2 = 0,204$$

3.2. Un modelo de base

Comenzaremos estimando diversas especificaciones de un modelo de base de la forma

$$\Delta d_{rt} = a_r - \beta d_{rt} + \theta \Delta n_{rt} + \gamma_y y_{rt} + \gamma_s s_{rt} + \gamma_e pe_{rt} \quad [3]$$

empleando una especificación con efectos fijos regionales que estimaremos (generalmente) por mínimos cuadrados ordinarios con variables ficticias (LSDV). Los cuadros 7 y 8 resumen los resultados. En el primero de ellos utilizamos directamente el *stock* acumulado de emigrantes como variable explicativa, mientras que en el segundo reemplazaremos esta variable por la tasa inmigratoria neta retardada un período.

En casi todos los casos hemos impuesto el supuesto de que el coeficiente de la tasa de crecimiento natural de la población (Δn) es igual a uno. La excepción es la primera ecuación de cada cuadro, donde este coeficiente se estima, obteniéndose un valor en torno a 1,3 que implica que, en contra de lo esperado, la tasa inmigratoria neta es una función creciente de la tasa de crecimiento natural de la población. Puesto que esto no parece razonable y no es posible rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente es igual a uno, este supuesto se impone en el resto de las ecuaciones²¹.

(21) Parece razonable pensar que las regiones con mayores tasas de crecimiento vegetativo tenderían, en todo caso, a expulsar población.

Cuadro 7: MODELO DE BASE (CON EL STOCK ACUMULADO DE INMIGRANTES COMO VARIABLE EXPLICATIVA)

	[S.1]	[S.2]	[S.3]	[S.4]	[S.5]	[S.6]	[S.7]	[S.8]
<i>(-d) β</i>	0,0393 (6,25)	0,0416 (6,86)	0,0568 (8,93)	0,0587 (9,10)	0,0454 (7,46)	0,0451 (7,25)	0,0231 (2,48)	0,022 (2,26)
<i>Δn</i>	1,34 [0,259]	[1,00]	[1,00]	[1,00]	[1,00]	[1,00]	[1,00]	[1,00]
<i>y</i>	0,0132 (3,62)	0,0144 (4,07)	0,0149 (3,65)	0,0193 (5,16)		0,0157 (4,30)	0,0079 (1,69)	0,0068 (1,45)
<i>stock</i>	0,0213 (2,41)	0,0272 (3,57)	0,0323 (3,95)	0,0393 (4,55)	0,0310 (3,99)	0,0237 (2,95)	0,0205 (2,21)	0,0194 (2,02)
<i>probE</i>	0,0110 (6,74)	0,0114 (7,08)			0,0121 (7,42)		0,0282 (4,88)	0,0311 (6,50)
<i>rU</i>			-0,0026 (2,35)					
<i>dU</i>				0,0451 (2,75)				
<i>probE(-1)</i>						0,0085 (5,49)		
<i>w</i>					0,0115 (2,20)			
<i>R²</i>	0,7778	0,7764	0,7421	0,7439	0,7674	0,7623	0,6916	0,6605
<i>s.e.</i>	0,0051	0,0051	0,0055	0,0055	0,0052	0,0053	0,0060	0,0063
<i>DW</i>	1,65	1,65	1,43	1,36	1,62	1,72	1,96	1,97
<i>Especif.</i>	LSDV	LSDV	LSDV	LSDV	LSDV	LSDV	IV(1)	IV(2)

Notas:

- Estadísticos t (entre paréntesis) o errores estándar [entre corchetes] debajo de cada coeficiente. Los coeficientes que aparecen entre corchetes se imponen en vez de estimarlos.
- Período muestral = 1955-93 a intervalos generalmente de dos años.
- La especificación incluye una variable ficticia para cada una de las regiones.
- IV(1) = estimación por variables instrumentales, instrumentando probE con su propio retardo, probE(-1) (el resto de las variables son sus propios instrumentos).
- IV(2) = como en IV(1), excepto que los instrumentos para probE son probE(-1), csu (costes salariales unitarios = salario medio/producto por empleo, en diferencias logarítmicas con el promedio español), xag5573 (= shlagr*D5573 = peso del sector agrícola en el empleo total regional * variable ficticia igual a uno para la primera mitad del período muestral), xind7591 (= shlind*D7591 = peso del sector industrial en el empleo total regional * variable ficticia para la segunda mitad del período muestral), uesp (= tasa de desempleo en el conjunto de España) y D7591 (= variable ficticia para la segunda mitad del período muestral).

Nuestra especificación preferida es la recogida en las ecuaciones [S.2] y [M.2], en las que el indicador de ingreso es la renta per cápita real relativa y la variable de mercado de trabajo es la probabilidad de empleo medida por probE. Como se aprecia en los cuadros, los resultados son generalmente peores cuando se utiliza el salario (w) como indicador de renta y los diferenciales absolutos (dU)

o relativos (rU) en tasas de desempleo. Exceptuando estas dos últimas variables, los regresores resultan generalmente significativos y tienen el signo esperado, obteniéndose en casi todos los casos evidencia de convergencia hacia un estado estacionario en densidades relativas de población que vendría determinado por los coeficientes de las *dummies* regionales y los valores del resto de las variables explicativas.

Cuadro 8: MODELO DE BASE (CON LA TASA INMIGRATORIA NETA RETARDADA COMO VARIABLE EXPLICATIVA)

	[M.1]	[M.2]	[M.3]	[M.4]	[M.5]	[M.6]	[M.7]	[M.8]
$(-d) \beta$	0,0211 (6,00)	0,0192 (5,86)	0,0249 (7,22)	0,0237 (7,30)	0,0202 (6,07)	0,0236 (7,30)	0,0084 (1,18)	0,0079 (1,40)
Δn	1,323 [0,222]	[1,00]	[1,00]	[1,00]	[1,00]	[1,00]	[1,00]	[1,00]
y	0,0101 (2,86)	0,0111 (3,22)	0,0115 (3,01)	0,0131 (3,66)		0,0122 (3,43)	0,0073 (1,58)	0,0072 (1,61)
$m(-1)$	0,290 (5,68)	0,310 (6,29)	0,390 (8,04)	0,397 (8,34)	0,334 (6,77)	0,327 (6,12)	0,104 (0,83)	0,095 (0,99)
$probE$	0,0079 (4,74)	0,0081 (4,89)			0,0085 (5,04)		0,0270 (2,59)	0,0279 (3,88)
rU			-0,0009 (0,87)					
dU				0,0200 (1,39)				
$probE(-1)$						0,0046 (2,79)		
w					0,0060 (1,19)			
R^2	0,7964	0,7949	0,7783	0,7792	0,7885	0,7836	0,7013	0,6929
$s.e.$	0,0049	0,0049	0,0051	0,0051	0,0050	0,0051	0,0060	0,0060
DW	2,16	2,19	2,20	2,18	2,20	2,22	2,02	2,01
<i>Especif.</i>	LSDV	LSDV	LSDV	LSDV	LSDV	LSDV	IV(1)	IV(2)

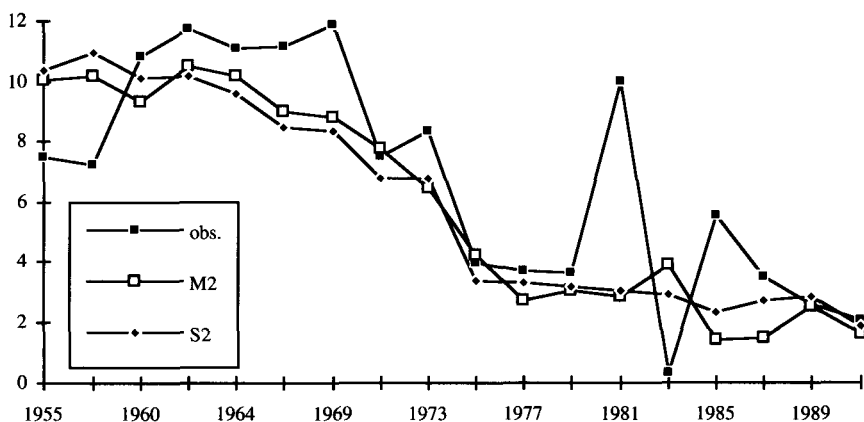
Véanse las notas al cuadro anterior.

Puesto que la probabilidad de empleo se determina simultáneamente con la tasa de inmigración, el coeficiente de esta última variable tenderá a estar sesgado al alza si la inmigración genera empleo. Para investigar la robustez de nuestros resultados a este posible sesgo, hemos repetido la estimación empleando el valor retardado de $probE$ (ecuaciones [S.6] y [M.6]) e instrumentando $probE$ de dos formas alternativas (ecuaciones [S.7-S.8] y [M.7-M.8]). En todos los casos, se mantiene el signo positivo y la significatividad de la variable de probabilidad de empleo, si bien en algunas ocasiones la utilización de variables instrumentales re-

sulta (sorprendentemente) en la pérdida de significatividad de algunas de las demás variables explicativas.

Antes de proceder a estimar modelos más complicados, conviene preguntarse hasta qué punto el sencillo modelo que acabamos de estimar es capaz de reproducir los principales rasgos del patrón migratorio español. Con este fin, compararemos la intensidad migratoria media observada en los datos (medida ahora por el promedio de las tasas migratorias netas regionales, en valor absoluto) con la predicción del modelo para la misma variable en cada período. Los resultados del ejercicio se resumen en el gráfico 20. Como se observa en ésta, el ajuste es mejorable. Aunque el modelo reproduce aceptablemente bien el perfil decreciente de la intensidad migratoria media, la senda esperada presenta un perfil excesivamente suave que no captura ni el fuerte ascenso registrado durante el final de los años cincuenta y comienzos de los sesenta ni las marcadas oscilaciones durante la parte final del período (esto último es probablemente bueno, dado que estas oscilaciones reflejan casi con seguridad errores en los datos).

Gráfico 20: EVOLUCIÓN DE LA INTENSIDAD MIGRATORIA MEDIA, VALOR OBSERVADO VS. PREDICIONES DEL MODELO (TANTOS POR MIL)



Nota: "Obs." es el valor observado de la tasa inmigratoria media regional (en valor absoluto), M2 y S2 son las predicciones de los modelos [M.2] y [S.2] en los cuadros 7 y 8.

3.3. ¿Cambio estructural?

Como hemos visto en la sección precedente, algunos estudios recientes sugieren que el descenso en la intensidad de las migraciones interregionales a partir de los años setenta se debe a algún tipo de cambio estructural que ha reducido la

propensión de los españoles a emigrar, posiblemente a través de un descenso en su sensibilidad a diferenciales territoriales en variables de oportunidad económica, o de un mayor peso de los factores de calidad de vida en la elección de residencia. Este cambio de comportamiento podría estar ligado al crecimiento de la renta o al aumento de la tasa de desempleo.

En esta sección investigaremos esta posibilidad. Siguiendo a Bentolila y Dolado (1991) nuestra estrategia será la de permitir que algunos de los coeficientes del modelo empírico varíen con el paso del tiempo o con el valor de alguna variable de estado. En concreto, las ecuaciones que estimaremos en este apartado serán de la forma:

$$\Delta d_{rt} = (1 + \Gamma_a z_t) \left(\sum_r \alpha_r D_r \right) - (\beta + \Gamma_{\beta} z_t) d_{rt} + \theta \Delta n_{rt} + (\gamma_y + \Gamma_y z_t) y_{rt} + (\gamma_s + \Gamma_s z_t) s_{rt} + (\gamma_e + \Gamma_e z_t) pe_{rt} \quad [11]$$

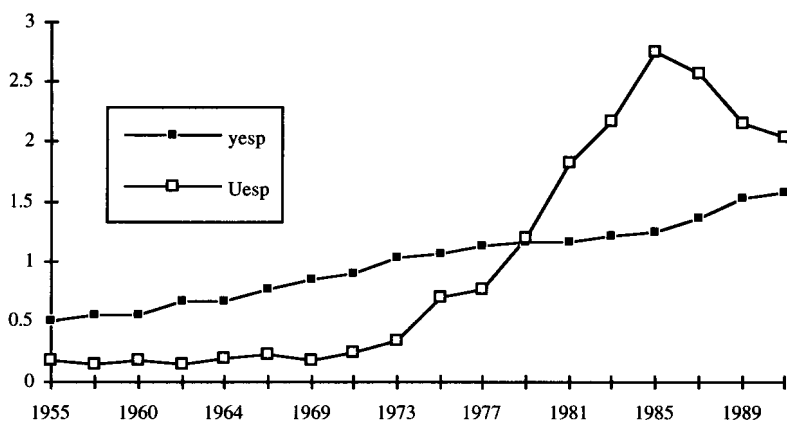
donde las letras griegas denotan coeficientes a estimar, D_r es una variable ficticia regional (= 1 para la región r y cero para todas las demás) y la variable z denota una de las tres posibilidades siguientes:

i) $z = D2$, donde $D2$ es una variable ficticia que es igual a 1 para la segunda mitad del período muestral (1975-93),

ii) $z = y_n - 1$, donde y_n es un índice que refleja la evolución de la renta per cápita real española, normalizado de forma que su valor promedio durante el período es igual a uno, o

iii) $z = u_n - 1$, donde u_n es un indicador de la tasa media de desempleo nacional construido de la misma forma que y_n (el gráfico 21 muestra la evolución de y_n y u_n).

Gráfico 21: EVOLUCIÓN DE LA RENTA PER CÁPITA REAL Y EL PARO EN ESPAÑA (PROMEDIO 1955-91 = 1)



Con esta formulación, el coeficiente γ_x recoge el efecto de la variable x cuando z adopta su valor promedio (o el efecto medio durante la primera parte del período, si utilizamos $D2$) y Γ_x indica como varía este efecto con la variable de estado correspondiente (o con el paso a la segunda mitad del período muestral). Así pues, el coeficiente Γ_x recogería “cambios estructurales” en la sensibilidad de la tasa de crecimiento de la población (e implícitamente en los flujos migratorios) a las diversas variables explicativas del modelo.

La ecuación [11] permite que los efectos fijos regionales (esto es, los coeficientes de las *dummies* regionales, D_i) varíen también con la variable de estado. De esta forma, intentamos recoger la posibilidad de que, como sugieren Graves y Linneman (1979) entre otros, cambios en el valor de z (y en particular el crecimiento de la renta) afecten a la valoración que hacen los agentes de posibles características regionales no observables que interpretaremos en términos de “calidad de vida.” Aunque esta formulación permite realizar un contraste más directo de la hipótesis de interés que los que he encontrado en la literatura, la especificación es bastante restrictiva por cuanto supone implícitamente que existe una ordenación objetiva de las regiones en términos de características constantes que reflejan su calidad de vida y permite únicamente que la valoración subjetiva de estas diferencias varíe con el nivel de renta²².

Los cuadros 9 y 10 resumen los resultados obtenidos con diversas especificaciones de la ecuación (11). En el primero de ellos la variable “de estado” es siempre la variable ficticia para la segunda mitad del período muestral ($z = D2$). En la mitad izquierda de la tabla (ecuaciones [S.11-14]) el saldo migratorio neto acumulado aparece como uno de los regresores, mientras que en la parte derecha (ecuaciones [M11-14]) esta variable se substituye por la tasa inmigratoria retardada. En todas las ecuaciones excepto en la última dentro de cada especificación, se impone el supuesto de que el coeficiente de la tasa de crecimiento natural de la población es igual a uno. Cuando este supuesto se relaja, el coeficiente estimado es menor que uno pero generalmente la diferencia no es significativa.

En cuanto a la posibilidad de cambio estructural, no existe evidencia de un descenso en la sensibilidad de la tasa migratoria al nivel de renta o a las oportunidades de empleo. De hecho el único coeficiente significativo es el asociado a la interacción entre probE y $D2$ en la ecuación [M.11], pero el signo es el contrario al esperado de acuerdo con la hipótesis de Bentolila y Dolado (la correlación parcial (positiva) entre inmigración y probabilidad de empleo aumentaría en la segunda mitad del período). Por otro lado, sí se detectan indicaciones claras de “cambio estructural” en los tres sentidos siguientes. Primero, el coeficiente Γ_a (asociado a la interacción entre $D2$ y los efectos fijos regionales) es positivo y significativo, lo que es consistente con un aumento en la sensibilidad a factores de calidad de vida en la segunda mitad del período muestral. Segundo, el coeficiente

(22) Obsérvese que dada la definición de nuestras variables, el efecto fijo será positivo cuando la región sea más atractiva que el promedio, y negativo cuando lo sea menos. Si $\Gamma_a > 0$, un incremento en el valor de z aumentará la dispersión de las valoraciones de las “amenities” regionales respetando su ordenación.

Cuadro 9: ¿CAMBIO ESTRUCTURAL A PARTIR DE 1975?
(D2 = DUMMY PARA 1975-93)

	[S.11]	[S.12]	[S.13]	[S.14]	[M.11]	[M.12]	[M.13]	[M.14]
$(-d) \beta$	0,0184 (2,55)	0,0043 (1,36)	0,0046 (1,41)	0,0054 (1,62)	0,0070 (1,77)	0,0084 (2,84)	0,0082 (2,82)	0,0079 (2,74)
$(D2) \Gamma_b$	0,0017 (1,61)	0,042 (2,80)	0,041 (2,80)	0,0472 (3,07)	0,0002 (0,22)	0,061 (4,13)	0,0618 (4,25)	0,063 (4,31)
Δn	[1,00]	[1,00]	[1,00]	0,781 [0,141]	[1,00]	[1,00]	[1,00]	0,909 [0,117]
y	0,0129 (3,99)	0,0091 (4,40)	0,0096 (4,76)	0,0084 (3,91)	0,0075 (2,33)	0,0025 (1,15)	0,0024 (1,12)	0,0019 (0,89)
$(D2) \Gamma_y$	-0,0079 (1,59)	0,0004 (0,05)				-0,0010 (0,23)	0,0005 (0,07)	
$stock$	0,0282 (3,55)	0,0114 (2,75)	0,0113 (2,71)	0,0144 (3,13)				
$(D2) \Gamma_s$	-0,0207 (4,08)	-0,0793 (3,90)	-0,0772 (4,06)	-0,070 (3,68)				
m_{-1}					0,654 (7,27)	0,707 (9,69)	0,701 (10,06)	0,706 (10,08)
$(D2) \Gamma_m$					-0,686 (6,53)	-0,771 (8,27)	-0,761 (8,47)	-0,762 (8,47)
$probE$	0,0056 (2,98)	0,0071 (4,16)	0,0063 (4,28)	0,0061 (4,12)	0,0034 (1,87)	0,004 (2,42)	0,0044 (3,07)	0,0043 (2,99)
$(D2) \Gamma_e$	0,0016 (0,51)	-0,0032 (0,96)			0,0060 (1,99)	0,0014 (0,45)		
$(D2) \Gamma_a$		5,314 (3,49)	5,01 (3,55)	4,95 (3,59)		7,04 (2,46)	7,29 (2,47)	7,42 (2,50)
R^2	0,8203	0,8313	0,8308	0,8322	0,8366	0,8508	0,8507	0,8510
$s.e.$	0,0046	0,0045	0,0045	0,0045	0,0044	0,0042	0,0042	0,0042
DW	1,77	1,66	1,65	1,68	2,04	2,04	2,04	2,05

Notas:

- Estimación por mínimos cuadrados ordinarios con variables ficticias.
- Estadísticos t (entre paréntesis) o errores estándar [entre corchetes] debajo de cada coeficiente.
- Los coeficientes cuyo valor aparece entre corchetes se imponen en vez de estimarse.

de convergencia también aumenta con el paso del tiempo (esto es, $\Gamma_\beta > 0$), lo que podríamos interpretar como evidencia de una mayor aversión a la congestión que sería consistente con el resultado anterior, y/o de un aumento de la movilidad. Finalmente, el signo negativo de los coeficientes Γ_s y Γ_m [interacción entre D2 y stock o entre D2 y $m(-1)$] parece indicar una pérdida de sensibilidad a los saldos migratorios en años previos y/o la existencia de flujos significativos de retorno. Por otro lado, resulta difícil interpretar este coeficiente con precisión porque la elevada volatilidad de los saldos migratorios en la parte final del período (que contribuye a su pérdida de significatividad) es muy probablemente espúrea, reflejando la existencia de errores en la serie de población.

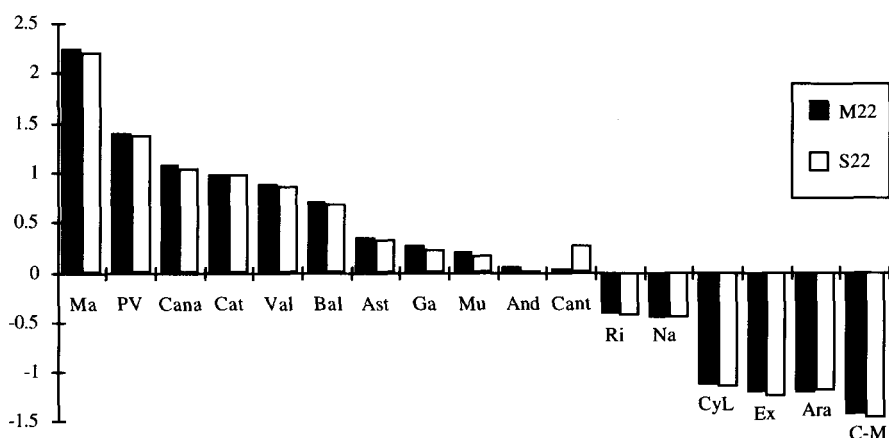
En el cuadro 10 se reestiman básicamente las mismas ecuaciones, pero trabajando ahora con diversas combinaciones de $D2$, y_n y u_n como variables de estado. En cada caso, la variable de estado empleada aparece entre paréntesis al lado del coeficiente Γ_x correspondiente. Los resultados son cualitativamente similares a los ya comentados. La interacción entre el nivel de renta y los efectos fijos regionales es altamente significativa, el coeficiente de convergencia aumenta con el nivel de renta, y tanto el *stock* de emigrantes como el primer retardo de la tasa inmigratoria pierden su significatividad en la segunda mitad del período. Por otro lado, la sensibilidad al nivel de renta o a la probabilidad relativa de empleo no varían significativamente ni con el índice de renta ni con el de desempleo nacional.

Cuadro 10: ¿CAMBIO ESTRUCTURAL?
($y_n = \text{ÍNDICE DE RENTA PER CÁPITA ESPAÑA} - 1$, PROMEDIO = 1)

	[S.21]	[S.22]	[S.23]	[S.24]	[M.21]	[M.22]	[M.23]	[M.24]
$(-d) \beta$	0,0433 (5,11)	0,0447 (5,28)	0,0419 (4,75)	0,0529 (6,27)	0,0368 (4,47)	0,0369 (4,53)	0,0361 (4,29)	0,0422 (5,01)
$(y_n) \Gamma_\beta$	0,0776 (4,64)	0,0762 (4,60)	0,0716 (4,23)	0,0980 (5,68)	0,061 (3,70)	0,0611 (3,74)	0,0595 (3,59)	0,0762 (4,32)
Δn	[1,00]	[1,00]	[1,00]	0,4357 [0,151]	[1,00]	[1,00]	[1,00]	0,692 [0,141]
y	0,0104 (2,32)	0,0124 (5,80)	0,0093 (2,91)	0,0098 (4,44)	0,0058 (1,32)	0,0058 (2,73)	0,0041 (1,35)	0,0048 (2,25)
$(y_n) \Gamma_y$	-0,0025 (0,25)				0,0001 (0,01)			
$(u_n) \Gamma_y$			-0,0033 (1,22)				-0,0025 (0,94)	
<i>stock</i>	0,0109 (2,43)	0,0102 (2,26)	0,0095 (2,08)	0,0152 (3,37)				
$(D2) \Gamma_s$	-0,0273 (6,63)	-0,0267 (6,53)	-0,0252 (5,95)	-0,0276 (6,89)				
m_{-1}					0,556 (8,53)	0,556 (8,56)	0,542 (7,82)	0,551 (8,54)
$(D2) \Gamma_m$					-0,572 (6,92)	-0,572 (7,02)	-0,577 (6,87)	-0,559 (6,89)
probE	0,0051 (3,16)	0,0058 (3,87)	0,0053 (3,10)	0,0051 (3,44)	0,0044 (2,79)	0,0045 (3,01)	0,0050 (2,96)	0,0042 (2,86)
$(y_n) \Gamma_e$	-0,0058 (1,04)				-0,0007 (0,13)			
$(u_n) \Gamma_e$			-0,0008 (0,39)				0,0014 (0,69)	
$(y_n) \Gamma_a$	1,675 (11,21)	1,606 (11,80)	1,593 (11,24)	1,723 (15,58)	1,674 (8,61)	1,662 (9,74)	1,643 (9,44)	1,770 (12,26)
R^2	0,8335	0,8327	0,8338	0,8404	0,8460	0,8460	0,8466	0,8485
<i>s.e.</i>	0,0045	0,0045	0,0045	0,0044	0,0043	0,0043	0,0043	0,0043
DW	1,69	1,67	1,71	1,71	2,02	2,02	2,00	2,03

El gráfico 22 muestra los valores estimados de los efectos fijos regionales en nuestras especificaciones preferidas, normalizados en cada caso por su desviación estándar con el fin de facilitar la comparación. El gráfico sugiere una preferencia por las regiones costeras (con la excepción de Madrid) y posiblemente una cierta aversión a las temperaturas extremas. Estos resultados son consistentes con los obtenidos en diversos estudios sobre el impacto de las amenidades climáticas [véase por ejemplo Cushing (1987)].

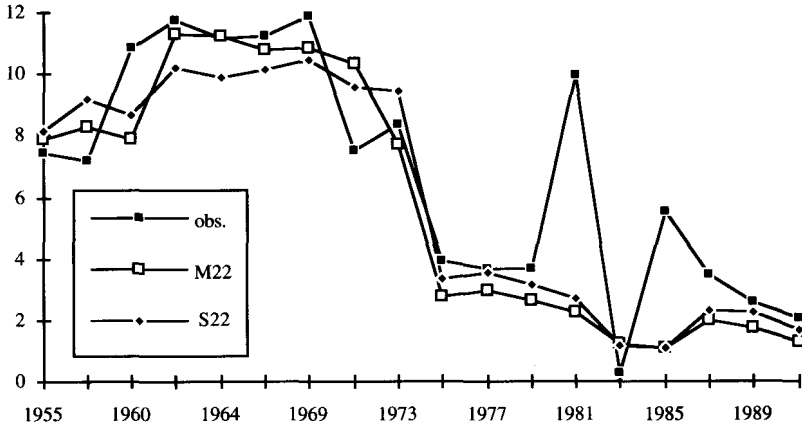
Gráfico 22: EFECTOS FIJOS REGIONALES ESTIMADOS



Nota: Los coeficientes de las variables ficticias regionales (a_r) obtenidos con cada una de las especificaciones (ecuaciones [S.35] y [M.35]) aparecen normalizados por sus respectivas desviaciones estándar.

Finalmente, el gráfico 23 muestra que la utilización de una especificación más flexible en la que se permite la posibilidad de cambio estructural mejora apreciablemente la capacidad del modelo para reproducir el perfil temporal de la intensidad migratoria media. Comparando este gráfico (generado a partir de las ecuaciones [S.22] y [M.22] del cuadro 10) con el gráfico 20, observamos que el ajuste mejora sustancialmente durante la primera mitad del período muestral. El aumento del nivel de vida durante la segunda mitad de los cincuenta, por tanto, podría haber servido de detonante para un incremento de los movimientos de población en busca de condiciones de vida más atractivas.

Gráfico 23: EVOLUCIÓN DE LA INTENSIDAD MIGRATORIA MEDIA, VALOR OBSERVADO VS. PREDICIONES DEL MODELO (TANTOS POR MIL)



4. UNA CONCLUSIÓN PROVISIONAL

Una buena parte de los trabajos recientes sobre la evolución de la economía de las regiones españolas se ha centrado en el análisis de la dinámica de la renta per cápita y los posibles mecanismos subyacentes al proceso de convergencia en esta variable que se produce en nuestro país (y en muchos otros) durante el período de posguerra. Este proceso de “convergencia” o acercamiento regional en niveles de vida, sin embargo, se ha visto acompañado de una clara divergencia en términos de los tamaños absolutos de las economías regionales o sus pesos en la población y el producto nacionales que, sin embargo, muestra claras señales de agotamiento en las últimas dos décadas.

En este trabajo hemos analizado algunos aspectos de este segundo proceso, centrándonos en la evolución de la población. Tras una primera sección de carácter descriptivo, en la que destacábamos el papel dominante de los flujos migratorios en la creciente concentración geográfica de la población española, hemos repasado la literatura existente sobre los movimientos internos de población en nuestro país. Finalmente, hemos analizado los determinantes de la evolución de la distribución regional de la población mediante la estimación de un modelo dinámico adaptado de la literatura de crecimiento. Los resultados del ejercicio apuntan hacia conclusiones bastante distintas de las obtenidas en otros trabajos recientes. No se encuentra, en particular, evidencia clara de un descenso en la movilidad de la población española, ni de una pérdida de sensibilidad a diferenciales interregionales en variables de oportunidad económica. Por otro lado, sí se detectan indicios claros de una mayor sensibilidad a variables de calidad de vida y un fuerte

descenso en el incentivo a emigrar debido a la reducción en la dispersión regional de las oportunidades de empleo y los niveles de renta.

Es importante resaltar, sin embargo, que los resultados obtenidos en este trabajo han de ser interpretados con precaución por varias razones. En primer lugar, nuestra especificación empírica se basa en un modelo dinámico de datos de panel con efectos fijos y es bien sabido que la estimación de este tipo de modelos por mínimos cuadrados ordinarios con variables ficticias puede generar un apreciable sesgo al alza del coeficiente de convergencia. Aunque la imposición de la hipótesis de que el coeficiente del crecimiento vegetativo de la población es igual a uno permite reescribir el modelo con la tasa inmigratoria neta como variable dependiente (de tal forma que ya no estaríamos regresando la tasa de crecimiento de la densidad sobre el valor inicial de la misma variable), no parece razonable esperar que la imposición de esta hipótesis baste para eliminar el problema. En segundo lugar, la “volatilidad” de los saldos migratorios netos que encontramos en la parte final del período, probablemente debido a la existencia de errores en la serie de población, también plantea algunos problemas econométricos. Además de las dudas ya comentadas sobre la pérdida de significatividad de las variables que recogen la emigración pasada, las fuertes oscilaciones de los saldos migratorios en torno a valores medios próximos a cero podría generar un aumento espúreo de la velocidad estimada de convergencia con el paso del tiempo, que vendría recogido en nuestra formulación por la interacción entre densidad de población y nivel de renta. Por tanto, nuestro resultado de un aumento en la velocidad de ajuste hacia el equilibrio a largo plazo podría también resultar sospechoso, al igual que nuestra estimación del valor medio de este coeficiente. Finalmente, la posible endogeneidad de nuestra variable de probabilidad de empleo merece también un examen más cuidadoso.

Una resolución satisfactoria de todos estos problemas requeriría un esfuerzo considerable. La no-linealidad de nuestras especificaciones preferidas no permite aplicar directamente las formas habituales de eliminar el posible sesgo de estimación en modelos dinámicos de datos de panel²³; la depuración de las series migratorias y de población exigiría una minuciosa revisión de las fuentes existentes, y un tratamiento adecuado de la posible endogeneidad de la creación de empleo con respecto a la emigración apuntaría hacia la necesidad de desarrollar un modelo más completo de la interacción de estas variables. Puesto que estas tres tareas ex-

(23) El principal problema es la interacción entre el efecto fijo y la variable de estado, z_t . El primer paso para aplicar las técnicas habituales en la estimación de paneles dinámicos consiste en tomar primeras diferencias (o desviaciones ortogonales) con el fin de eliminar el efecto fijo. En el presente caso, sin embargo, el primer término del lado derecho de la ecuación resultante sería de la forma $\alpha_a \Gamma_a \Delta z_t$. Puesto que tanto α_a como Γ_a aparecen sólo en este término, resultaría imposible identificarlos separadamente, lo que imposibilita la estimación de algunos de los coeficientes de mayor interés.

Por otro lado, los resultados existentes sobre los sesgos en modelos dinámicos de panel y sobre la consistencia de estimadores alternativos son resultados asintóticos en la dimensión transversal del panel (esto es, se aplican a muestras muy grandes pero cortas), lo que plantea algunas dudas sobre su relevancia en el presente caso.

ceden ampliamente los objetivos del presente estudio, habremos de dejarlas para trabajos futuros, interpretando por el momento nuestros resultados como hipótesis provisionales que apuntan, sin embargo, hacia una revisión posiblemente importante de la visión existente en la literatura sobre el grado de movilidad de la población española y sobre los determinantes de su dinámica territorial.

4.1. Apéndice: Construcción de las series de flujos migratorios

La serie de población, al igual que el resto de los datos del BBV, presenta una periodicidad bienial o trienal y se refiere (casi siempre) a la población a fecha 1 de julio. Por otro lado, la serie de movimientos naturales de la población refleja los nacimientos y defunciones que han tenido lugar en cada año natural. Para “reconciliar” ambas series, atribuimos a los años iniciales y finales de cada subperíodo la mitad de los nacimientos netos registrados en el año natural correspondiente. Acumulando los nacimientos netos sobre el conjunto del subperíodo, obtenemos el incremento vegetativo de la población y, deduciendo esta cantidad del incremento total de la población, calculamos el saldo inmigratorio neto acumulado durante el período ($M_{r,t}$). Tenemos, por tanto, que el saldo migratorio neto de la región t en el período comprendido entre t y $t+h$ viene dado por

$$M_{r,t} = (P_{r,t+h} - P_{r,t}) - NN_{r,t,t+h} \quad [A.1]$$

donde $P_{r,t}$ es la población de la región en el momento t y $NN_{r,t,t+h}$ los nacimientos netos (de defunciones) registrados durante el período (incluyendo la mitad de los años iniciales y finales del mismo). Los saldos migratorios y el incremento total y vegetativo de la población se anualizan dividiéndolos por la duración del período en años, y el resultado se divide a su vez por la población media regional durante el período (aproximada mediante el promedio de la población inicial y final) para obtener las tasas anuales medias de crecimiento total y vegetativo de la población y la tasa de inmigración neta. Esta última variable, por ejemplo, vendría dada por

$$m_{r,t} = \frac{M_{r,t}/h}{(P_{r,t+h} + P_{r,t})/2} \quad [A.2]$$

Obsérvese que un valor negativo de la tasa inmigratoria neta, $m_{r,t}$, indicaría que la región es expulsora neta de población.

En cuanto al indicador de intensidad migratoria utilizado en la Sección 2, el número total de desplazamientos migratorios netos se calcula como la suma de los desplazamientos netos externos e internos. El primero de estos componentes es simplemente el valor absoluto del saldo migratorio neto anualizado de España en su conjunto durante el período relevante. Los desplazamientos internos se calculan i) sumando los valores absolutos de los saldos migratorios regionales anualizados, ii) substrayendo los desplazamientos externos y iii) dividiendo el resultado por dos para tener en cuenta que cada desplazamiento interno se contabiliza dos veces (en la región de origen y en la de destino). La intensidad migratoria total es el número total de desplazamientos migratorios netos anualizados (internos más externos) dividido por la población total de España (a mitad de período).



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Antolín, P. y O. Bover (1997): "Regional migration in Spain: the effects of personal characteristics and of unemployment, wages and house price differentials using pooled cross-sections." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 59, págs. 215-35. (documento de trabajo B. España).
- Ayuso, J. (1959): "La población agraria y las migraciones interiores en España." *Estadística Española* 5, oct.-dic., págs. 57 y siguientes.
- Barro, R. y X. Sala i Martín (1991): "Convergence across states and regions." *Brookings Papers on Economic Activity* 1, págs. 107-57.
- Barro, R. y X. Sala i Martín (1992): "Regional growth and migration: a Japan-United States comparison." *Journal of the Japanese and International Economies* 6, págs. 312-46.
- Bentolila, S. (1992): "Migración y ajuste laboral en las regiones españolas." CEMFI, Documento de Trabajo 9204.
- Bentolila, S. (1997): "La inmovilidad del trabajo en las regiones españolas." *Papeles de Economía Española* 72, págs. 168-76.
- Bentolila, S. y J. J. Dolado (1991): "Mismatch and internal migration in Spain, 1962-86" in F. Padoa-Schiappa, editor, *Mismatch and labour mobility*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Blanco, C. (1963): "The determinants of interstate population movements." *Journal of Regional Science* 5(1), Summer, págs. 77-84.
- Blanco, C. (1964): "Prospective unemployment and interstate population movements." *Review of Economics and Statistics* 46(2), May 1964, págs. 221-2.
- Capel Saez, H. (1974): "Los estudios acerca de las migraciones interiores en España," en *Estudios sobre el sistema urbano*, Ediciones Universidad de Barcelona.
- Carlino, G. and E. Mills (1987): "The determinants of county growth." *Journal of Regional Science* 27, págs. 39-54.
- Cushing, B. (1987): "A note on specification of climatic variables in models of population migration." *Journal of Regional Science* 27, págs. 641-9.
- Da Vanzo, J. (1978): "Does unemployment affect migration? Evidence from microdata." *Review of Economics and Statistics*, Nov. 504-14.
- Evans, A. W. (1990): "The assumption of equilibrium in the analysis of migration and interregional differences: a review of recent research." *Journal of Regional Science* 30, 515-31.
- Faini, R., G. Galli, P. Gennari and F. Rossi (1997): "An empirical puzzle: Falling migration and growing unemployment differentials among Italian regions." *European Economic Review* 41, págs. 571-9.
- Fields, G. (1979): "Place to place migration: some new evidence." *Review of Economics and Statistics* 61, págs. 21-32.
- Fields, G. "Labor force migration, unemployment and job turnover," *Review of Economics and Statistics* 58, Nov. 1976, págs. 407-15.
- Galloway, L. (1969): "Age and labor mobility patterns." *Southern Economic Journal* 36(2), October, págs. 171-80.
- García Barbancho, A. (1960): "Los movimientos migratorios en España." *Revista de Estudios Agrosociales*, octubre-noviembre, Madrid.
- García Barbancho, A. (1963): "Los movimientos migratorios en España, II." *Revista de Estudios Agrosociales* 43, Madrid.
- García Barbancho, A. (1967): *Las migraciones interiores. Estudio cuantitativo desde 1900*. Estudios del Instituto de Desarrollo Económico, Madrid.

- García Barbancho, A. y M. Delgado Cabeza (1988): "Los movimientos migratorios interregionales en España desde 1960." *Papeles de Economía Española*.
- García Ferrer, A. (1980): "Interactions between internal migration, employment growth and regional income differences in Spain." *Journal of Development Economics* 7, págs. 211-29.
- Gil, L. A. y J. F. Jimeno (1993): "The determinants of labour mobility in Spain: Who are the migrants?" Documento de Trabajo 93-05, Fedea.
- González Pérez, J. M. (1992): "Análisis del comportamiento de los migrantes españoles: una aproximación empírica." *Información Comercial Española* 712, págs. 121-32.
- González Temprano, A. (1975): "Crecimiento económico y movimientos migratorios en España." *Revista de Economía Política*, enero-abril, págs. 7-79.
- Graves P. and P. Linneman (1979): "Household migration: Theoretical and Empirical Results." *Journal of Urban Economics* 6, págs. 383-404.
- Graves, P. (1980) "Migration and climate." *Journal of Regional Science* 20, págs. 227-37.
- Greenwood, M. (1997) "Internal migration in developed countries," in M. Rosenzweig, and O. Stark, *Handbook of Families and Population Economics*, North Holland, Amsterdam.
- Greenwood, M. J. (1975) "Research on internal migration in the United States: A survey." *Journal of Economic Literature* 13, págs. 397-433.
- Greenwood, M. J. (1985): "Human migration: theory, models and empirical studies." *Journal of Regional Science* 25(4), págs. 521-44.
- Greenwood, M. J. (1993): "Migration: a review." *Regional Studies* 27, págs. 295-6.
- Greenwood, M. "Simultaneity bias in migration models: an empirical examination." *Demography* 12, Aug. 1975, págs. 519-36.
- Greenwood, M., G. Hunt, D. Rickman and G. Treyz (1991): "Migration, regional equilibrium and the estimation of compensating differentials." *American Economic Review* 81, 1382-90.
- Harris, J. and Todaro, M. (1970): "Migration, unemployment and development: a two-sector analysis." *American Economic Review* 60, 126-42.
- Herzog, H., A. Schlottmann and T. Boehm. "Migration as spatial job search: A survey of empirical findings." *Regional Studies* 27(4), págs. 327-49..
- Hicks, J. (1932): *The Theory of Wages*. Macmillan, Londres.
- Hunt, G. (1993): "Equilibrium and disequilibrium in migration modelling." *Regional Studies* 27, 341-49.
- Lorente, J. R. (1992): "La Dispersión Geográfica de los Salarios". *Síntesis Mensual de Indicadores Económicos*, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- Nelson, P. (1959): "Migration, real income and information." *Journal of Regional Science* 1(2), Spring, págs. 43-74.
- Olano Ray, A. (1990): "Las migraciones interiores en fase de dispersión." *Revista de Economía y Sociología del Trabajo*, Sept. 86-98.
- Olano, A. "Hacia un nuevo modelo de migraciones interiores de la población española." *Economistas* 39, Agosto-Sept. 1989.
- Pissarides, C. and I. McMaster (1990): "Regional migration, wages and unemployment: empirical evidence and implications for policy." *Oxford Economic Papers* 42, págs. 812-31.
- Pissarides, C. and J. Wadsworth (1989): "Unemployment and the interregional mobility of labour." *Economic Journal* 99, Sept. págs. 739-55.
- Plane, D. (1993): "Demographic influences on migration." *Regional Studies* 27, 375-83.

- Porell, F. (1982): "Intermetropolitan migration and quality of life." *Journal of Regional Science* 22, págs. 137-58.
- Raimon, R. (1962): "Interstate migration and wage theory." *Review of Economics and Statistics* 44, 428-38.
- Raymond, J. L. y B. García (1996): "Distribución regional de la renta y movimientos migratorios." *Papeles de Economía Española* 67, págs. 185-201.
- Ródenas, C. (1994): "Migraciones interregionales en España (1960-89): Cambios y barreras." *Revista de Economía Aplicada* 4(2), págs. 5-36.
- Ródenas, C. y M. Martí (1997): "¿Son bajos los flujos migratorios en España?" *Revista de Economía Aplicada* V(15), 155-71.
- Santillana, I. (1981): "Los determinantes económicos de las migraciones internas en España, 1960-73." *Cuadernos de Economía* IX(25), 381-407.
- Santillana, I. (1982): "Factores explicativos de los movimientos migratorios interprovinciales en España." *Estudios Territoriales* 7, págs. 25-70.
- Schachter, J? and P. G. Althaus (1989): "An equilibrium model of gross migration." *Journal of Regional Science* 29(2), págs. 143-59.
- Schwartz, A. (1973): "Interpreting the effect of distance on migration." *Journal of Political Economy* 81(5), Sept./Oct., págs. 1153-69.
- Schwartz, A. (1976): "Migration, age and education." *Journal of Political Economy* 84(4), págs. 701-19.
- Serrano, L. (1997): "Capital humano y movilidad del trabajo," en Capital humano y crecimiento económico: Análisis del caso español. Tesis doctoral no publicada, Universidad de Valencia.
- Shields, G. and M. Shields (1989): "The emergence of migration theory and a suggested new direction." *Journal of Economic Surveys* 3, págs. 277-304.
- Sjaastad, L. (1962): "The costs and returns of human migration." *Journal of Political Economy*, Supplement, oct., págs. 8-93.
- Tamames, R. (1962): "Los movimientos migratorios de la población española durante el período 1951-60." *Revista de Economía Política* 32, sept.-dic.
- Tobío, C. (1985): "Freno y redistribución del crecimiento demográfico en España, 1971-75 y 1976-81." *Estudios Territoriales* 19, págs. 57-67.
- Treyz, G., D. Rickman, G. Hunt and M. Greenwood (1993): "The dynamics of US internal migration." *Review of Economics and Statistics* 75, 209-14.
- Vining, D. y Kontuly, T. (1978): "Population dispersal from major metropolitan regions: an international comparison." *International Regional Science Review* 3, págs. 49-73.

Fecha de recepción del original: diciembre, 1998

Versión final: octubre, 1999

ABSTRACT

This paper analyzes the evolution of the regional distribution of the Spanish population during the period 1955-93. After reviewing the “stylized facts” and the relevant literature, we undertake an empirical analysis of the regional dynamics of the population within the framework of a dynamic model adapted from the recent growth literature. Although the analysis must be considered preliminary in certain respects, the results point toward a possibly important revision of prevailing views on the degree of mobility of the population and on the determinants of migration flows.

Keywords: regional migration, amenities, equilibrium vs. disequilibrium migration models.

JEL classification: R23, J61.