

**LA MIGRACIÓN Y EL MERCADO TRABAJO LOCAL: CASO
ESPAÑOL.**

AÑOS: 2001-2006.

MIGRATION AND THE LOCAL WORK MARKET: SPANISH CASE.
YEARS: 2001-2006.

Por: Jaime Manuel González

Universidad de Panamá, Centro Regional Universitario de Coclé,
Facultad de Economía, Departamento de Teoría y Desarrollo Económico.

Email: jaime_manuelg@hotmail.com

Págs.: 41-84

Recibido: 03/ago/2017

Aprobado: 01/sep/2017

Artículo

3

RESUMEN

La articulación entre la migración y el mercado de trabajo local es la base de este estudio que se delimita para España y que comprende el periodo 2001-2006.

El artículo inicia con una aproximación teórica general basada en el efecto que tiene el empleo, como causa fundamental a la hora de motivar la decisión de emigrar o inmigrar de un lugar de origen a un lugar de destino. Esta exposición se realiza de forma general y culmina con un enfoque sobre la casuística española.

Se prosigue con un análisis de la estructura espacial de diferentes variables relacionadas con los procesos migratorios (emigración, inmigración y saldo migratorio). Utilizamos las provincias como unidad de referencias para resolver la descripción espacial.

La relación entre migración y el mercado de trabajo local se plantea en base a técnicas de datos de panel, para cinco sectores económicos (agrícola, industria, construcción, servicios de mercado y de no mercado), para el mismo conjunto de provincias españolas.

El artículo concluye con la escogencia de modelos, tanto de efectos fijos como de efectos aleatorios, para cada sector económico y plantea claramente la necesidad de introducir variables sociales. Este tipo de trabajos puede encontrar su continuación en estudios adaptados a la región de **Aragón** y la región **Centroamericana** (Centroamérica y Panamá).

Palabras Clave: Migración, Mercado de Trabajo Local, Desarrollo Regional

Clasificación JEL: R11; R12; J61; C23

Abstract

The articulation between migration and the local labor market is the basis of this study that is delimited for Spain and that includes the period 2001-2006. The article begins with a general theoretical approach based on the effect that employment has as a fundamental cause when motivating the decision to emigrate or immigrate from a place of origin to a place of destination. This exhibition is done in a general way and culminates with a focus on Spanish casuistry.

An analysis of the spatial structure of different variables related to migration processes (emigration, immigration and migratory balance) is continued. We use the provinces as a reference unit to solve the spatial description.

The relationship between migration and the local labor market is based on panel data techniques for five economic sectors (agriculture, industry, construction, market and non-market services) for the same set of Spanish provinces.

The article concludes with the choice of models, both fixed effects and random effects, for each economic sector and clearly poses the need to introduce social variables. This type of work can find its continuation in studies adapted to the region of Aragon and the Central American region (Central America and Panama).

Keywords: Migration, Local Labor Market, Regional Development
JEL classification: R11; R12; J61; C23

1. INTRODUCCIÓN

Los temas de migración, y su relación con el mercado laboral se hacen cada vez más importante en la vida práctica a todos los niveles. Por ello, nos parece interesante analizar lo sucedido en el caso de España, en un periodo significativo para el desarrollo económico regional, como fue el comprendido entre los años 2001-2006.

En este estudio se trata de presentar una visión general de los mercados de trabajo, y su relación con una decisión de localización, como es la migración (emigración e inmigración). La migración forma parte de un proceso sistemático, inspirado en la naturaleza humana, basado en la maximización de la utilidad en el momento que el individuo se moviliza de un lugar a otro. El enfoque del trabajo no se limita a presentar los datos de movimientos, sino que intentaremos detectar las causas mediatas e inmediatas que motivan este movimiento. Existen muchas teorías y autores que han diseñado modelos para ver como la variable de migración reacciona en función de escenarios positivos y negativos. Estos escenarios pueden contemplar sólo variables económicas, como se establece en el marco teórico que inicialmente se presenta. Este planteamiento metodológico nos aproxima a una realidad mediata pero útil. Sin embargo, para hacer más consistente el enfoque, debe introducirse también una articulación entre las variables económicas y las sociales dentro de los estudios migratorios.

Esta articulación puede dar cabida a diferentes aproximaciones que no han sido contemplados en este estudio. En nuestro caso, los factores que abordamos son los habituales en esta literatura: las variables de salario, producción interna bruta, empleo y otras como el nivel de servicios públicos y privados, las variables de estado físico (clima, temperatura, humedad, etc.).

En su conjunto, el trabajo que presentamos, aporta elementos básicos para resolver estudios posteriores en el área de la econometría espacial, el desarrollo económico regional y el análisis mercado de trabajo local.

El trabajo se estructura de la siguiente forma:

En la **sección 2**, se expone el marco teórico que tiene su inicio en un enfoque histórico que presenta los aportes de los primeros representantes que hicieron estudios de poblaciones migratorias, y presenta al empleo como causa fundamental de estos estudios, que enfocan la emigración y la inmigración como funciones separadas. Culmina la sección con un enfoque teórico acerca de los flujos migratorios en España.

En la **sección 3**, se establece una descripción empírica acerca del impacto de la migración dentro de España, utilizando herramientas de econometría espacial se establece la magnitud de la emigración e inmigración dentro de una relación interprovincial.

En la **sección 4**, se hace un esfuerzo teórico en el cual se presentan los elementos fundamentales de un análisis de datos de panel estático y sus respectivos test para los sectores económicos elegidos (agrícola, industrial, construcción, servicios de mercado y de no mercado), dentro del periodo 2001-2006.

Finalizamos con una sección de conclusiones y perspectivas de trabajos futuros. Entendemos que esta línea es de utilidad para lograr futuros estudios tanto para Aragón como Centroamérica. Nuestro objetivo es establecer la base para estudios de datos de panel dinámicos dentro de los enfoques de desarrollo regional y espacial.

2. EL PROBLEMA DE LA MIGRACIÓN: ENFOQUE GENERAL Y CASUÍSTICA ESPAÑOLA

Los problemas que afectan al factor trabajo, dentro del sistema económico vigente, nos lleva directamente a ver fenómenos económicos que llaman mucho la atención como es el tema de la **migración**.

Como hipótesis de trabajo vamos a asumir que el individuo busca el bienestar para él y su familia, logrando el máximo de utilidad al asumir su decisión de migrar de un lugar de origen a uno o varios lugares de destino. Suponemos que este individuo es un ser racional y que va a tomar la mejor de las decisiones utilizando la información que le suministra su entorno.

Dentro de los estudios económicos relacionados con la migración, destaca el papel otorgado a las amenidades y al propio valor del factor trabajo como elementos esenciales del análisis.

2.1. Primeros modelos generales de migración

Dentro de este bloque vamos a considerar los trabajos de **E. G. Ravenstein (1889)**, donde se nos presenta una primera aproximación teórica acerca de cuatro tipos diferentes de trabajadores: **migratorios locales; migratorios de corta-jornada; migratorios de larga-jornada; y migratorios por fases**. Además, separó los trabajadores permanentes de los trabajadores temporales y explicó el proceso de absorción de trabajadores y las áreas de dispersión del migrante. El centro de su contribución fue la idea de que los individuos migran en función de las diferentes oportunidades económicas en contraposición a los argumentos de las amenidades. Por tal razón, formuló sus "leyes de migración" que se basaron en el modelo de gravedad donde se sustentan siete leyes de migración. **El modelo de gravedad** utiliza las leyes físicas relacionadas con la masa y la fuerza, como dos vectores que explican los movimientos de las personas entre lugares relacionados. En términos generales, se puede decir que un aumento de la población en ambos lugares o una reducción en la distancia física, provocará un aumento en los flujos de migración.

Por otro lado, nos encontramos también con modelos que se fundamentan en la información que los amigos manejan en el lugar de origen y que son impulsores del movimiento a otros lugares al compartir información con personas que se han quedado. Es el llamado **efecto del camino conocido**. Los trabajos de **Nelson (1959), Greenwood (1970), MacKinnon y Rogerson (1980), Rogerson y MacKinnon (1982)** inciden en esta visión. Se debe considerar que, aunque la

información y el coste de las transacciones son difíciles de medir esta literatura apunta hacia la importancia de considerar tales factores en los estudios de migración.

Este análisis inicial se complementa con **los modelos de ingresos diferenciados**, que trata con las diferencias de los sueldos en el lugar de origen comparado con el lugar de destino. Estas diferencias salariales se convierten en información importante para los trabajadores migratorios potenciales. Con esta información, el trabajador decide retirarse de su trabajo en el lugar de origen, por ser bajo los sueldos, para buscar áreas de destino donde existan salarios más altos. En estos modelos la migración sirve como un flujo para el re-equilibrio de los mercados laborales en el espacio.

El modelo de gravedad se puede generalizar al introducir la migración basada en los salarios. La tasa de paro se puede usar como factor determinante de la probabilidad de obtener un empleo en el lugar de destino. **Lowry (1986)**, encuentra que las condiciones económicas en el lugar de origen no afectan decisivamente a la propensión de los individuos para emigrar. De hecho, encuentra que sólo la tasa de paro produce efectos negativos en el lugar de destino. Este resultado es importante, porque sugiere que las comunidades precarias pueden resolver sus problemas económicos a través de la salida de población vía migración. En definitiva, **Lowry** sugiere que el comportamiento de los trabajadores inmigrantes puede estudiarse separadamente del comportamiento de los trabajadores emigrantes de un área determinada.

Esto llevó a varios estudios subsecuentes que examinaron la inmigración y emigración por separado.

2.2. Modelos de entrada de población (inmigración)

Estos modelos no se preocupan por las condiciones que prevalecen en los lugares de origen, ya que la hipótesis básica es que los inmigrantes vinieron buscando las condiciones regionales del lugar de destino.

2.2. A. Los modelos “job-vacancies”

Los trabajadores inmigrantes responden a las oportunidades que se promuevan en los lugares de destino, producto del exceso de demanda de trabajo. Existe una clara proximidad entre la Teoría de desarrollo regional y el modelo de trabajo por vacante. Algunos autores que avanzaron en esta dirección son, por ejemplo, **Mazek (1966)** y **Glantz (1973)**. **Mazek** explicó los cambios de la fuerza laboral en función de las diferencias en los niveles de desempleo potencial de las regiones. Fue uno de los primeros investigadores que introdujo las ecuaciones simultáneas en los estudios de comportamiento de la migración, reconociendo que la inmigración y el desempleo se encuentran interrelacionados.

Glantz también contribuyó con la explicación de la variable de empleo potencial, tomando en cuenta también la tasa de crecimiento del empleo. Para ello se fundamentó en que la región debería seguir la tendencia de crecimiento de la economía nacional.

2.2. B. Los modelos de amenidades estructurales de inmigración

Los factores de amenidades estructurales pueden ser de muy distinto tipo incluyendo las condiciones de vivienda, política fiscal, la estructura industrial, el tamaño de las ciudades y la accesibilidad de otros lugares, además de las oportunidades de empleo.

Dentro de estos modelos existe una referencia clave en **Von Böventer (1969)**, quien estudia el efecto del tamaño de una ciudad y su relación con las decisiones de inmigración. Esta relación no es lineal como tampoco se relacionan linealmente con los costos por servicios públicos e infraestructura. En los trabajos de **Mueller (1982)**, las oportunidades económicas reales se aproximan por el ingreso medio y la tasa de paro, mientras las oportunidades económicas

potenciales se reflejan a través del crecimiento del ingreso medio y los años promedio de educación, como indicador de innovación de las ciudades. Por otro lado, las variables fiscales incluyen los impuestos residenciales per-cápita y los gastos públicos y pagos en materia de bienestar percibidos.

2.2. C. Los modelos de relaciones simultáneas de inmigración

Este enfoque fue promovido para poder estudiar también el crecimiento económico, en lugar de atender exclusivamente al comportamiento de la migración. La hipótesis es que las diferencias regionales en el crecimiento del factor trabajo son el resultado de las diferencias regionales en el crecimiento de la economía. Algunos de los autores más representativos de esta línea son **Olvey (1970)** y **Greenwood (1973, 1975b, 1976)**. **Olvey** se centró en los movimientos de la inmigración en un área geográfica determinada como una medida de crecimiento del número de obreros y del nivel de empleo de las áreas metropolitanas de los Estados Unidos. Distinguió entre trabajadores migratorios que se están moviendo por las fronteras de los estados (inmigrantes de corta-distancia) y aquellos que vienen de estados distantes (inmigrantes de larga distancia). Las variables explicativas acerca del nivel de salarios regionales incluyen: los niveles de salarios que prevalecen en otras partes, el clima, la población en el área del destino, y al crecimiento del empleo (endógeno). La otra ecuación endógena en el modelo (crecimiento del empleo) fue desarrollada como una función de varios factores asociados a la fuerza de trabajo y el crecimiento del empleo dentro del área metropolitana. **Greenwood**, estudió el efecto en la inmigración de factores endógenos, como los cambios del ingreso, el empleo o desempleo en un área geográfica similar, la proporción de producción y el crecimiento de la población. Los niveles del ingreso medio, las tasas de paro y las variables regionales son otros factores exógenos de la migración utilizadas habitualmente como variables explicativas en estos estudios.

2.2. D. Los modelos de "oportunidades alternativas"

Entre los autores más representativos podemos citar a **Alperovich, Bergsman y Ehemann (1977)** y **Muller (1982)**. Los primeros definen el modelo de las oportunidades alternativas donde se reconoce que hay varias regiones de destino, compitiendo y que los emigrantes pueden moverse, no sólo a un destino sino a varios.

Muller plantea que la proporción de inmigración de un área puede hacerse depender de tres factores: el primero es similar al efecto de la periferia, propuesto anteriormente por **Von Böventer (1969)**; el segundo son los atributos de cada lugar, sopesados por la población y la distancia entre los lugares en un efecto de tipo gravedad; el tercero es la influencia de los destinos de migración compitiendo entre sí.

2.3. Modelos de salida de población (emigración)

El énfasis clave de estos modelos son las condiciones económicas del lugar de origen como un factor determinante de emigración. Por lo tanto, se podría plantear que las personas que todavía viven en un área económicamente deprimida tienen una propensión inherente muy baja para emigrar, quizás porque mantienen lazos fuertes con la comunidad local. Lo contrario sería lo que se refiere a las probabilidades de ciudades grandes que reciben un gran flujo de inmigrantes, en su mayoría trabajadores de zonas rurales.

2.3. A. El modelo de propensión

Se dirige hacia los efectos específicos de las condiciones económicas de los lugares de dónde los trabajadores migratorios son originarios. En general, las comunidades que enfrentan perspectivas

de crecimiento económico reducido, o de declive, perderán población y viceversa. Los trabajos de **Miller (1973)**, **Trott (1971)**, **Renshaw (1970)**, **Morrison y Relles (1975)** nos describen este tipo de modelos. **Miller** incluyó el ingreso medio y los aumentos en la proporción de desempleo como factores determinantes de la propensión para dejar un área de residencia. Además, tratan el volumen de emigrantes como una proporción del número de residentes que ya habían demostrado su deseo de emigrar. **Trott** se centró específicamente en individuos que estaban dentro de la fuerza laboral, los cuales constituyen una muestra más restringida de trabajadores migratorios potenciales. En el análisis empírico usó sólo individuos que realmente estaban trabajando y se encontraban cubiertos por las contribuciones al Seguro Social. **Renshaw** se centró en las condiciones estructurales e institucionales (legales) que prevalecen en los mercados de trabajo locales. Criticó la pretensión de controlar las propensiones de migración dentro de la población, porque no había ninguna relación estadística entre las condiciones económicas locales y las proporciones de migración. **Morrison y Relles**, sostuvieron que las condiciones económicas en el lugar de origen afectan el comportamiento de la migración de igual forma para todos los individuos. Estos autores usaron el retardo de la propia emigración como medida de propensión de la población para emigrar. En general mantienen que hay una asimetría en la respuesta de los diferentes tipos de emigrantes a las oportunidades económicas. Se ejerce una fuerza de tirón a los trabajadores migratorios hacia destinos donde el crecimiento del empleo es alto pero no se ejerce la misma fuerza de atracción hacia los lugares donde el crecimiento del empleo es bajo.

2.3. B. El modelo de relaciones simultáneas de emigración

El núcleo de la discusión se centra en el empleo potencial que se habría producido en ausencia de inmigración: planteado de otra forma, en el desempleo que se habría producido en una región en ausencia de emigración. Los estudios de **Olvey (1970)** y **Greenwood (1973, 1975b, 1976)** son los más relevantes en este campo. **Olvey** también incluyó una medida del impacto del clima y de los sueldos en la ecuación asociada a la emigración. **Greenwood** extiende los estudios anteriores controlando la propensión de migración de la población.

3. ANÁLISIS DE LA MOVILIDAD INTERPROVINCIAL DEL FACTOR TRABAJO PARA ESPAÑA: AÑOS 2001-2006.

En esta tercera sección vamos a buscar respuesta a las siguientes preguntas ¿Cuál es la magnitud del movimiento del factor trabajo dentro de España? ¿De que manera se movilizan las personas afectadas? ¿En qué actividad económica se concentran? La profundización en los temas relacionados con la movilidad geográfica del factor trabajo debe proporcionarnos la información necesaria acerca de los determinantes cuantitativos y cualitativos de los procesos de emigración e inmigración, tanto fuera como dentro de las provincias. Prestaremos atención también a otros aspectos con un impacto implícito en la decisión del factor trabajo a la hora de moverse de un lugar de origen a otro de destino como son la edad, la educación, el sexo y duración de su contratación.

3.1 El Movimiento Del Factor Trabajo Entre Las Provincias Españolas.

La aproximación empírica que se va a presentar se centra, específicamente en los datos de emigración e inmigración entre las provincias para el periodo 2001-2006. Debe destacarse que el total de los contratos producidos es de aproximadamente 90 millones y que se distribuyen en el periodo 2001-2006 como se indica a continuación. (**Ver Cuadro N° 1**).

CUADRO N° 1
NUMERO DE CONTRATOS DE TRABAJO SEGÚN SALIDAS Y ENTRADAS: AÑOS 2001-2006

| AÑOS | Total de Contratos (Emigración) | Contratos dentro de la provincia (Emigración) | Contratos fuera de la provincia (Emigración) | Total de Contratos (Inmigración) | Contratos dentro de la provincia (Inmigración) | Contratos fuera de la provincia (Inmigración) | Total de Contratos (saldos) |
|-------|---------------------------------|---|--|----------------------------------|--|---|-----------------------------|
| 2001 | 12675945 | 11237191 | 1438754 | 12676059 | 11237191 | 1438868 | 114 |
| 2002 | 12899827 | 11431493 | 1468334 | 12900665 | 11431493 | 1469172 | 838 |
| 2003 | 13809285 | 12201914 | 1607371 | 13810567 | 12201914 | 1608653 | 1282 |
| 2004 | 15821645 | 13973523 | 1848122 | 15823290 | 13973523 | 1849767 | 1645 |
| 2005 | 16841223 | 14903009 | 1938214 | 16842633 | 14903009 | 1939624 | 1410 |
| 2006 | 18238949 | 16079781 | 2159168 | 18240832 | 16079781 | 2161051 | 1883 |
| TOTAL | 90286874 | 79826911 | 10459963 | 90294046 | 79826911 | 10467135 | 7172 |

FUENTE: DATOS DE INEM

Parece que, el impacto del movimiento del factor trabajo dentro de las provincias españolas responde a la distancia y a la mejora en las condiciones laborales. Esta visión general nos muestra el impacto total de la flexibilidad laboral y la fluidez de los procesos de información, formales e informales, que llevan al trabajador a buscar dentro de las ofertas laborales el mejor rendimiento marginal de su trabajo. En el lado negativo, se exponen a una gran incertidumbre y riesgo que luego es compensado por la comodidad de vivir con acceso a bienes y servicios públicos y con una mejor remuneración laboral. Se entiende que las amenidades complementan esta oferta en las provincias que el trabajador busca para él y su familia. Estas amenidades se caracterizan por ser comunitarias y públicas, pero también pueden ser privadas, dependiendo de la jurisdicción de la región. Por lo tanto, debo destacar que los elementos que componen el conjunto de las variables de salarios y de condiciones de vida van relacionados con las variables de bienestar público. Es importante interpretar el **Cuadro N° 1** en sus elementos más fundamentales y lograr entender que los espacios geográficos se equiparan, dando como resultado los flujos migratorios que al final estructuran el total de la población española. En base a esta información trataremos de analizar cómo las personas en edad de trabajar se mueven dentro del país y como logran adaptarse a la región o provincias a la que decide emigrar.

3.2 Emigración

La **emigración** consiste en dejar el país, o la propia región o provincia en el caso español, para establecerse en otro diferente. Partiendo de este enfoque se trata de la población que se mueve impulsada por motivos salariales o en busca de servicios públicos más favorables. Existen muchísimas formas de emigración como, por ejemplo, la provocada por situaciones de precariedad económica, por situaciones políticas en otros casos, etc. El tipo de emigración que se analizará en este estudio serán las producidas por ciudadanos que disponen de cierta cantidad de información y que tienen las condiciones apropiadas para el trabajo, asegurando su bienestar dentro de la región o provincia seleccionada.

En el periodo de estudio 2001- 2006, el total de las contrataciones fue de 90, 286,874 contratos de trabajos de los cuales 79,826,911 contratos fueron celebrados dentro de las provincias donde residen, representado un 88.4% del total de los contratos firmados en el periodo de estudio. (**Ver cuadro N° 2**)

CUADRO N° 2
NUMERO DE CONTRATOS DE TRABAJO INTRAPROVINCIALES E INTERPROVINCIALES EN ESPAÑA: SEGÚN EMIGRACIÓN AÑO: 2001-2006

| AÑOS | Total de Contratos (Emigración) | PP% | Contratos dentro de la provincia (Emigración) | PP% | Contratos fuera de la provincia (Emigración) | PP% |
|--------------|---------------------------------|--------------|---|-------------|--|-------------|
| 2001 | 12,675,945 | 14,0 | 11,237,191 | 88,6 | 1,438,754 | 11,4 |
| 2002 | 12,899,827 | 14,3 | 11,431,493 | 88,6 | 1,468,334 | 11,4 |
| 2003 | 13,809,285 | 15,3 | 12,201,914 | 88,4 | 1,607,371 | 11,6 |
| 2004 | 15,821,645 | 17,5 | 13,973,523 | 88,3 | 1,848,122 | 11,7 |
| 2005 | 16,841,223 | 18,7 | 14,903,009 | 88,5 | 1,938,214 | 11,5 |
| 2006 | 18,238,949 | 20,2 | 16,079,781 | 88,2 | 2,159,168 | 11,8 |
| TOTAL | 90,286,874 | 100,0 | 79,826,911 | 88,4 | 10,459,963 | 11,6 |

FUENTE: DATOS DEL INEM

La emigración fuera de las provincias ascendió a 10,459,963 personas, que representan 11.6% (**Ver cuadro N° 2**). A partir de este enfoque observamos una tendencia ascendente que se mantiene a lo largo de los 6 años de estudio.

Con el objetivo de una mejor exposición introducimos el concepto de **Autocorrelación espacial**, que podemos asociar con la variación espacial sistemática de los valores producidos en un mapa, o patrones en los valores registrados en diferentes localizaciones. Si los valores relativamente altos (bajos) de la magnitud elegida en una determinada localización vienen acompañados de valores relativamente altos (bajos) de la misma magnitud en las localizaciones vecinas, puede hablarse de la existencia de autocorrelación positiva. Si, por el contrario, valores relativamente altos (bajos) van alternándose geográficamente con valores relativamente bajos (altos) de la misma magnitud en localizaciones adyacentes, la autocorrelación será negativa.

La autocorrelación espacial tiene que ver tanto con la localización geográfica como con los valores hallados de la variable que se esté estudiando. Para determinar si el patrón de distribución espacial

disto del meramente aleatorio, debe utilizarse un índice de comparación. En nuestro caso, ese índice de comparación es el de **Moran**, que resulta análogo al coeficiente de correlación convencional. En concreto numerador se interpreta como la covarianza entre unidades contiguas. Aunque no se encuentra acotado entre el rango habitual de (-1,+1), valores muy positivos indican una fuerte correlación espacial positiva y muy negativos una fuerte correlación espacial negativa.

En la **figura N° 1** incluimos dos mapas elaborados con metodologías diferentes. En la primera se presenta la distribución espacial de los datos de emigración en cuatro cuartiles, con un color más fuerte en su tonalidad el de mayor nivel y el más claro el de inferior rango. En la segunda se incluyen los datos de autocorrelación local. Identificamos la situación de cada provincia en relación a sus vecinos utilizando una gama de colores (azul y rojo para las provincias con autocorrelación positiva; rojo: datos altos en la variable; azul: datos bajos en la variable; morados y rosa. Para las provincias con autocorrelación Negativa; Rosa: provincias altas y vecinas bajos; morado: provincias bajo; vecinos altos.

Analizando la variable de **emigración** del **mapa 1.1** vemos que el mayor nivel de emigración se establece en Andalucía y Murcia; en concreto, en las provincias de Huelva, Sevilla, Córdoba, Jaén, Cádiz, Málaga, Granada, Almería, Murcia, Guadalajara y Valencia. En el **mapa 1.2** la emigración observada describe la existencia un autocorrelación positiva Alta-Alta entre las provincias de Badajoz, Huelva, Córdoba, Sevilla, Huelva, Cádiz, Málaga, Granada, Almería y Jaén. Por otro lado, existe una autocorrelación positiva Baja-Baja entre las provincias de Lugo, Asturias, Pontevedra, Ourense, León, Zamora y Valladolid.

EMIGRACIÓN TOTAL Y LOCAL EN ESPAÑA

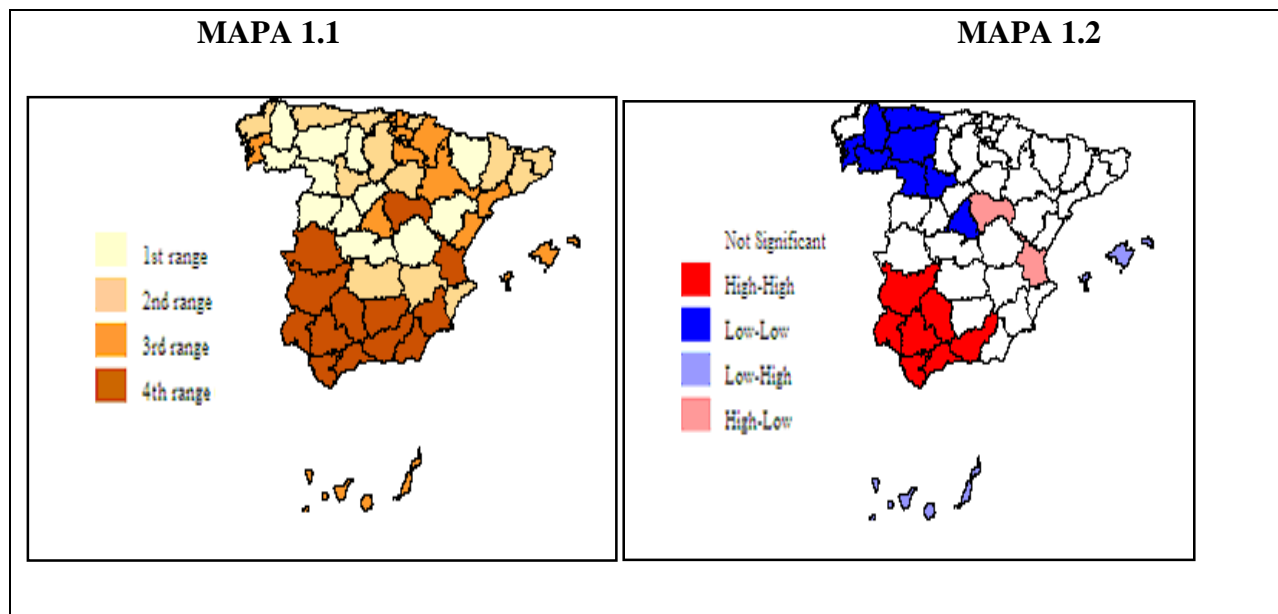


FIGURA N^ª 1

FUENTE: ELABORACIÓN PROPIA

3.3 Inmigración

En términos generales la **Inmigración** es la entrada a un país o región por parte de personas que nacieron o proceden de otro lugar. En España los procesos de inmigración se ven reflejados en el **Cuadro N^º 3**. La inmigración total, vista por los contratos de trabajos en España, suma 90,294,046 de los cuales 79,826,911 fueron dentro de las provincias y representan un 88.4% del total de los contratos. La inmigración fuera de la provincia sumó para el periodo del 2001-2006 10,467,135 contratos, que representó 11.6 % del total de contratos firmados. **(Ver cuadro N^º 3)**

CUADRO N° 3
NUMERO DE CONTRATOS DE TRABAJO INTRAPROVINCIALES E INTERPROVINCIALES EN ESPAÑA: SEGÚN
INMIGRACIÓN AÑO: 2001-2006

| AÑOS | Total de Contratos (Inmigración) | PP% | Contratos dentro de | | Contratos fuera de | |
|-------|-------------------------------------|-------|-------------------------------|------|-------------------------------|------|
| | | | la provincia (Inmigración) | PP% | la provincia (Inmigración) | PP% |
| 2001 | 12.676.059 | 14,0 | 11.237.191 | 88,6 | 1.438.868 | 11,4 |
| 2002 | 12.900.665 | 14,3 | 11.431.493 | 88,6 | 1.469.172 | 11,4 |
| 2003 | 13.810.567 | 15,3 | 12.201.914 | 88,4 | 1.608.653 | 11,6 |
| 2004 | 15.823.290 | 17,5 | 13.973.523 | 88,3 | 1.849.767 | 11,7 |
| 2005 | 16.842.633 | 18,7 | 14.903.009 | 88,5 | 1.939.624 | 11,5 |
| 2006 | 18.240.832 | 20,2 | 16.079.781 | 88,2 | 2.161.051 | 11,8 |
| TOTAL | 90.294.046 | 100,0 | 79.826.911 | 88,4 | 10.467.135 | 11,6 |

FUENTE: DATOS DEL INEM

Es notable destacar como la participación porcentual a través de los diferentes años que componen el periodo de estudio sigue la tendencia expansiva coincidente con la desarrollada por el mercado laboral español en esos años. La variable de inmigración está relacionada también con las personas que provienen de otros países y que toman la decisión de establecerse en España. Se puede apreciar una tendencia creciente a partir del periodo 2004-2006.

En la **figura N° 2** se presenta la distribución espacial de la variable de **inmigración total**. En el mapa **2.1** vemos que el mayor nivel de inmigración se establece en las autonomías de Andalucía y Murcia, en las provincias de Huelva, Badajoz, Sevilla, Córdoba, Jaén, Cádiz, Málaga, Almería, Murcia, Guadalajara. En el **mapa 2.2** parece claro que existe una fuerte autocorrelación positiva de tipo Alta-Alta entre las provincias de Badajoz, Huelva, Córdoba, Sevilla, Huelva, Cádiz, Málaga, Granada y Almería. Por otro lado, existe una autocorrelación positiva Baja-Baja entre las provincias de Lugo, Asturias, Pontevedra, Ourense, León, Zamora y Valladolid. Por último, existe una autocorrelación Alta-Baja entre las provincias de Madrid y Guadalajara.

FIGURA N^a 2

INMIGRACIÓN TOTAL Y LOCAL EN ESPAÑA

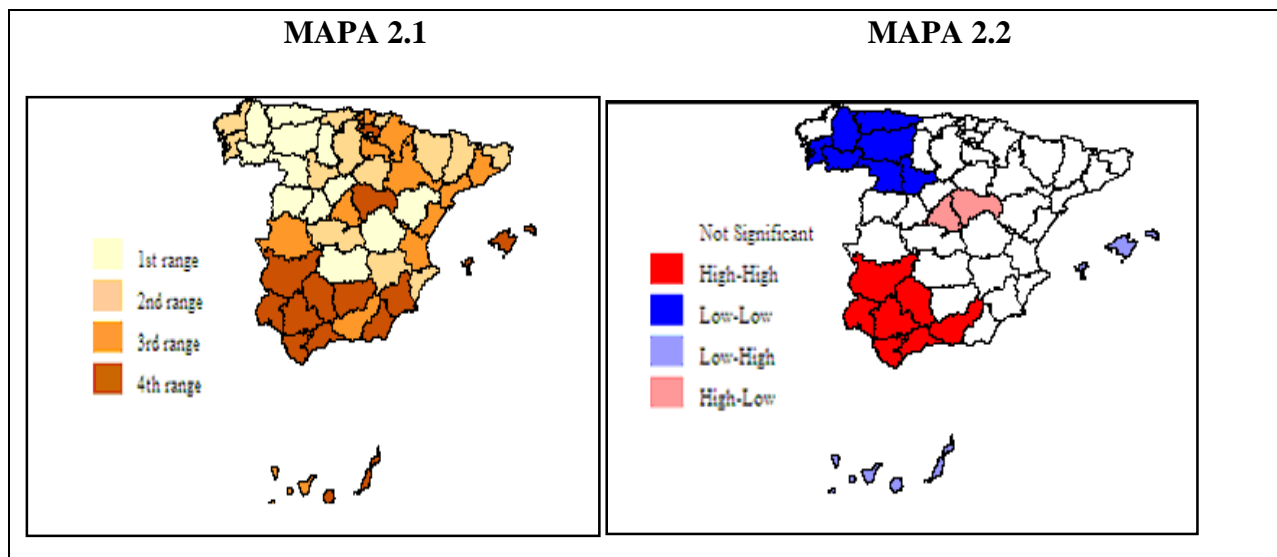


FIGURA N^a 2

FUENTE: ELABORACIÓN PROPIA

3.4 Saldo Migratorio

El Saldo Migratorio es el balance que existe entre la [emigración](#) y la [inmigración](#) en un determinado lugar y periodo de tiempo. Cuando el saldo migratorio es positivo, la población aumenta y cuando el saldo migratorio es negativo, la población disminuye.

El flujo migratorio entre emigración e inmigración produce diferencias muy cortas. Por ejemplo, en el año 2001, el saldo migratorio solo es de 114 contratos. Este dato representa el 1.6% del total de los flujos migratorios del periodo que es 7,172 contratos. En el año 2006 el saldo migratorio fue de 1,883 contratos que, relacionado con el total, representó el 26.3%. **(Ver cuadro N^o 4)**

CUADRO Nº 4
NUMERO DE CONTRATOS DE TRABAJO EN ESPAÑA: SEGÚN SALDO DE EMIGRACIÓN E
INMIGRACIÓN; AÑO: 2001-2006

| AÑOS | Total (saldos) | PP. % |
|--------------|---------------------------|--------------|
| 2001 | 114 | 1,6 |
| 2002 | 838 | 11,7 |
| 2003 | 1282 | 17,9 |
| 2004 | 1645 | 22,9 |
| 2005 | 1410 | 19,7 |
| 2006 | 1883 | 26,3 |
| TOTAL | 7172 | 100,0 |

FUENTE: ELABORACIÓN PROPIA

La **figura Nº 3** analiza la variable de **Saldo Migratorio total**. En el **Mapa 3.1** vemos que el mayor nivel de saldo migratorio total se produce en las provincias de Girona, Barcelona, Castellón, Huelva, Zaragoza, Soria, Madrid, Guadalajara, Málaga, Baleares, Las Palmas y Álava. En el **Mapa 3.2** el saldo migratorio total observado describe la existencia de una autocorrelación positiva Baja-Baja entre las provincias de Ciudad Real, Toledo, Jaén, Badajoz, Salamanca, Valladolid, León y Huelva.

SALDO (EMIGRACIÓN-INMIGRACIÓN) TOTAL Y LOCAL EN ESPAÑA

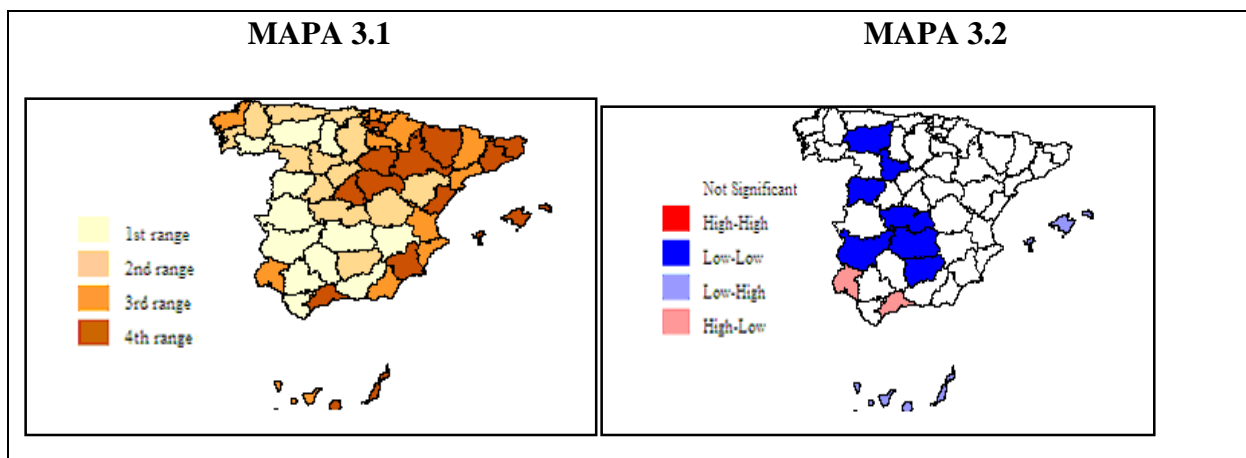


FIGURA N^o 3

FUENTE: ELABORACIÓN PROPIA

En síntesis, los flujos migratorios son bajos y equilibrados, lo que nos lleva a buscar una explicación más detallada de su comportamiento en conexión con las características del espacio geográfico. Para ello debemos avanzar en la modelización en función de variables exógenas que nos proporcionen los elementos determinantes de la migración en España.

4. ANÁLISIS DE LA MIGRACIÓN Y EL DESARROLLO REGIONAL EN ESPAÑA: AÑOS 2001-2006

En este caso trabajamos con datos que contemplan varias dimensiones lo que nos induce a proponer modelos que exploten la estructura panel de los datos. Por ello, se hará una breve descripción de las principales ventajas, así como de las limitaciones, del uso de muestras de datos de panel en la investigación económica con respecto a los modelos que sólo contemplan una dimensión, temporal (series temporales) o individual (o de corte transversal). Para ello nos basaremos en los trabajos de **Hsiao (2000)**, **Klevmarken (1989)**, **Solon (1989)** y **Baltagi (2001)**.

4.1 Modelos de datos de panel

Los modelos de datos de panel permiten resolver o reducir la magnitud de un problema econométrico importante que a menudo aparece en los estudios empíricos. Nos referimos al impacto de las variables omitidas (inobservadas u observadas con error) que están correlacionadas con las variables explicativas del modelo. Consideremos el siguiente modelo de regresión:

$$y_{it} = \alpha + x_{it}\beta + z_{it}\rho + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Donde \mathbf{i} se refiere a los individuos, ($\mathbf{i}= 1.....\mathbf{N}$), y \mathbf{t} es el periodo temporal ($\mathbf{t} = 1.....\mathbf{T}$), \mathbf{X}_{it} y \mathbf{Z}_{it} son vectores de variables exógenas, mientras que el término de error \mathcal{E}_{it} se distribuye de forma idéntica e independiente sobre \mathbf{i} y \mathbf{t} con media cero y varianza σ_{it}^2 . En estas circunstancias, es bien conocido que la estimación MCO proporciona estimadores consistentes de los parámetros del modelo, β y α . Sin embargo, si suponemos que las variables incluidas en \mathbf{Z}_{it} son inobservables, y que además la covarianza entre \mathbf{X}_{it} y \mathbf{Z}_{it} no es cero, (es decir, los efectos están correlacionadas con \mathbf{X}_{it}), entonces los estimadores MCO obtenidos al hacer la regresión de \mathbf{Y}_{it} sobre \mathbf{X}_{it} serán sesgados.

En estas circunstancias, se puede comprobar como la disponibilidad de datos de panel permite solucionar el problema. Al disponer de observaciones repetidas para un grupo de individuos podemos reducir el efecto de las variables incluidas en \mathbf{Z} , sobre todo cuando $\mathbf{Z}_{it} = \mathbf{Z}_i$ para todo \mathbf{t} . En este caso podemos tomar las primeras diferencias de las observaciones individuales en el tiempo:

$$y_{it} - y_{it-1} = (x_{it} - x_{it-1})\beta + (\mathcal{E}_{it} - \mathcal{E}_{it-1}) \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

De forma análoga, si $\mathbf{Z}_{it} = \mathbf{Z}_i$ para todo \mathbf{i} , podemos tomar las desviaciones con respecto a la media entre individuos en un periodo de tiempo y obtener:

$$y_{it} - \bar{y}_t = (x_{it} - \bar{x}_t)\beta + (\mathcal{E}_{it} - \bar{\mathcal{E}}_t) \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

Donde

$$\bar{y}_t = \frac{\sum_{i=1}^N y_{it}}{N}, \quad \bar{x}_t = \frac{\sum_{i=1}^N x_{it}}{N}, \quad \bar{\mathcal{E}}_t = \frac{\sum_{i=1}^N \mathcal{E}_{it}}{N}$$

De esta forma podemos obtener estimadores insesgados y consistentes para β , en base a las regresiones (2) y (3). Sin embargo, si únicamente se hubiera dispuesto de datos de corte transversal ($T=1$) para el primer caso ($Z_{it}=Z_i$), o datos de series temporales ($N=1$) para el segundo ($Z_{it}=Z_i$), tales transformaciones no se podrían haber llevado a cabo. En consecuencia, no se podrían haber obtenido estimadores consistentes de β a no ser que se contara con instrumentos que estuvieran correlacionados con Z , y fueran incorrelados con x y ε .

Un concepto importante en el contexto de datos de panel es lo que se denomina heterogeneidad y, asociada a ella, sesgo de heterogeneidad. Un modelo de datos de panel pretende explicar una variable a través de ciertas variables importantes, excluyendo otros factores cuyo impacto es menos significativo o se limita a determinados individuos. En estas circunstancias, la suposición típica de que una variable económica y es generada por una función de distribución probabilística $P(y|\theta)$, donde θ es un vector real idéntico para todos los individuos y períodos, puede no ser realista. Es decir, el ignorar efectos específicos de individuos y tiempo, que no se capturan con las variables incluidas en el modelo, puede conducirnos a la presencia de heterogeneidad en las estimaciones. De esta forma, la estimación del modelo general, sobre la base del total de las NT observaciones:

$$y_{it} = \alpha + x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N ; \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

Puede producir importantes sesgos de heterogeneidad. Por esta razón, es conveniente flexibilizar el comportamiento de los parámetros en el tiempo o entre los individuos. En general, se pueden distinguir las siguientes formulaciones:

1. Los coeficientes de las pendientes son constantes, pero el término independiente varía entre individuos:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N ; \quad t = 1, \dots, T \quad (5)$$

Esta formulación dará lugar a los modelos de componentes de error en una dirección.

2. Los coeficientes de las pendientes son constantes, pero el término independiente varía entre individuos y tiempo:

$$y_{it} = \alpha_{it} + x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

Esta formulación dará lugar a los modelos de componentes de error en dos direcciones.

3. Todos los coeficientes varían entre individuos:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

4. Todos los coeficientes varían entre individuos y en el tiempo:

$$y_{it} = \alpha_{it} + x_{it}\beta_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$$

En todos los casos, se asume que el término de perturbación ε_{it} cumple las hipótesis básicas; es decir, se supone distribuido de forma idéntica e independiente, tanto entre individuos como en el tiempo, con media 0 y varianza σ_i^2 .

Como ya se ha indicado el supuesto básico de estos modelos radica en el hecho de que el efecto de todas las variables omitidas se recoge a través de tres tipos de variables:

1. Variables con valores muy similares a lo largo del tiempo para cada individuo pero que varían entre individuos. Por ejemplo, Los atributos de la dirección de una empresa, la habilidad, el sexo y otras variables sociodemográficas.

2. Variables con valores idénticos para todos los individuos en un período de tiempo, pero que varían en el tiempo. Dentro de ellas se podrían considerar variables tales como los precios, el tipo de interés o el ambiente de pesimismo u optimismo de una economía en un momento dado.

3. Variables con valores que varían tanto entre individuos como en el tiempo. Algunos ejemplos podrían ser los beneficios de una empresa, las ventas o el stock de capital.

Todos los casos anteriores pueden verse reflejados a través del término independiente variable del modelo especificado.

Por último, cabe mencionar que los efectos específicos de los individuos y/o del tiempo recogidos en α_i o α_{it} en las ecuaciones (5) y (6), pueden tratarse como fijos o como aleatorios, dando lugar a dos tipos diferentes de modelos:

- Si se les trata como parámetros desconocidos fijos, se obtiene el **modelo de efectos fijos**.
- Si por el contrario, asumimos que, aunque tales términos difieren entre individuos en el tiempo, puede considerarse que proceden de una distribución de media μ y varianza σ_α^2 , se obtiene el **modelo de efectos aleatorios**.

El enfoque de efectos fijos está condicionado a los valores de α_i o α_{it} . Es decir, la distribución de la variable endógena se condiciona al valor de dichos parámetros, los cuales pueden estimarse estadísticamente. Por el contrario, el enfoque de efectos aleatorios no está condicionado a los valores individuales α_i o α_{it} sino que los integra. En términos formales:

$$\text{EF: } E \{Y_{it}|X_{it} \alpha_i\} = X_{it}\beta + \alpha_i \text{ ó } E \{Y_{it}|X_{it} \alpha_{it}\} = X_{it}\beta + \alpha_{it} \quad (9)$$

$$\text{RE: } E \{Y_{it}|X_{it}\} = X_{it}\beta$$

Por este motivo los modelos de efectos fijos se obtienen en base al enfoque condicional del modelo, mientras que los modelos de efectos aleatorios en base al enfoque incondicional. Además, para ambos se habla de modelos de componentes del error en una dirección (**one-way**) cuando se

incorpora el término α_i , mientras que se habla de modelos de componentes del error en dos direcciones (**two-way**) cuando se incorpora el término α_{it} (variación entre individuos y tiempo).

4.2 Contrastes en modelos estáticos

En la especificación estática, el modelo de regresión de un solo factor supone que el término aleatorio se descompone en $\alpha_i + u_{it}$, donde cada α_i es el efecto individual (inobservado) de cada unidad de sección cruzada, invariante en el tiempo. El modelo a estimar es el siguiente:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}'\beta + u_{it} \quad (10)$$

La presencia del efecto no observable en esta ecuación hace que una estimación de α_i por MCO pueda no ser consistente ni eficiente. Los métodos que se utilizan para solventar este problema son la estimación de efectos fijos (EF) o entre grupos (within groups) y la estimación de efectos aleatorios (RE) por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG).

A. Contraste de efectos individuales en modelos de componentes de error de un solo factor

La significatividad conjunta de las variables ficticias en un modelo de componentes del error puede ser contrastada mediante un test F con la hipótesis nula $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{N-1} = 0$. El estadístico de contraste y su distribución bajo la hipótesis nula son los siguientes:

$$F_0 = \frac{(RSS_R - RSS_U)/(N-1)}{RSS_U/(NT - N - K)} : H_0 F_{N-1, N(T-1)-K} \quad (11)$$

Se trata de un test de Chow en el que RSS_R es la suma de cuadrados de residuos que se obtiene de la estimación MCO en el modelo pool y RSS_U es la suma de cuadrados de los residuos de la estimación por mínimos cuadrados de variables dummy.

B. Contraste de Breusch-Pagan de efectos aleatorios:

Breusch y Pagan (1980) plantean un test LM (Multiplicadores de Lagrange) para contrastar la hipótesis:

$$H_0: \sigma_\alpha^2 = \sigma_\mu^2 = 0 \quad (12)$$

Trabajando a partir de la función de verosimilitud de la ecuación (4), se construye el estadístico:

$$LM_T = LM_1 + LM_2: X_2^2 \quad (13)$$

Donde

$$LM_1 = \left(1 - \frac{\hat{\varepsilon}'(I_N \otimes J_T)\hat{\varepsilon}}{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}} \right)^{NT/2(T-1)}, \quad LM_2 = \left[1 - \frac{\hat{\varepsilon}'(J_N \otimes I_T)\hat{\varepsilon}}{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}} \right]^{NT/2(N-1)} \quad (14)$$

Siendo $\hat{\varepsilon}$ los residuos de la estimación MCO en (4), I_N e I_T las matrices identidad de tamaño N y T respectivamente, y J_T , J_N matrices de unos de tamaños T y N respectivamente. Si lo que se quiere es contrastar $H_1: \sigma_\alpha^2 = 0$, el estadístico de contraste es precisamente LM_1 , que, bajo H_1 , se distribuye asintóticamente según una X_1^2 . Análogamente, bajo la hipótesis $H_1: \sigma_\mu^2 = 0$ se obtiene el estadístico LM_2 , cuya distribución asintótica bajo H_2 es también una X_1^2 .

C. Contraste Hausman:

A la hora de elegir el método de estimación de un modelo de componentes de error, juega un papel importante la existencia de correlación entre los regresores y los términos de error. Resulta arriesgado suponer que tal correlación no existe, es decir, que $E[\varepsilon_{it} | \mathbf{X}_{it}] = 0$, puesto que $\varepsilon_{it} = \alpha_i + v_{it}$ contiene el efecto fijo inobservado, el cual puede estar correlacionado con los regresores \mathbf{X}_{it} (y de hecho suele estarlo). Si ese es el caso, los estimadores serán inconsistentes. Cuando $E[\varepsilon_{it} | \mathbf{X}_{it}] \neq 0$, sólo el estimador por EF es consistente, mientras que, bajo $H_0: E[\varepsilon_{it} | \mathbf{X}_{it}] = 0$, tanto MCO como EF y MCG son consistentes, siendo MCG el estimador eficiente.

El contraste de **Hausman** se utiliza para analizar la posible correlación entre los ε_{it} y los regresores y poder así decidir entre una estimación por EF o por RE. Bajo $H_0: E[\varepsilon_{it} | \mathbf{X}_{it}] = 0$, el estadístico de Hausman, converge en distribución a una Chi-cuadrado:

$$Q_{FE,RE} = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) (\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{FE}}^2 - \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{RE}}^2)^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \quad (15)$$

Como se puede observar, $Q_{FE,RE}$ es la forma cuadrática de la diferencia entre los dos vectores estimadores sobre la diferencia entre sus varianzas. Así, bajo H_0 , tanto EF como MCG son consistentes y por tanto deben tender al mismo valor cuando $NT \rightarrow \infty$, de modo que la diferencia entre los estimadores debe ser pequeña. Puesto que el estimador $\hat{\beta}_{RE}$ es más eficiente que $\hat{\beta}_{FE}$, la varianza de aquél es pequeña en comparación con la de éste y por tanto la diferencia entre las varianzas es grande. La combinación de ambas circunstancias dará como resultado un valor del estadístico $Q_{FE,RE}$ cercano a 0 y, por tanto, habrá que rechazar la hipótesis nula. Si, por el contrario, H_0 no es cierta, entonces $\hat{\beta}_{FE}$ es consistente pero $\hat{\beta}_{RE}$ no lo es, con lo que debe haber una diferencia notable entre los valores de estos estimadores. Esto implicará que el valor del estadístico $Q_{FE,RE}$ será alto, pudiendo así rechazar la hipótesis nula (**Greene 1998**).

Hausman y Taylor (1981) demostraron que la misma hipótesis puede ser contrastada utilizando cualquier par de diferencias $\hat{\beta}_{MCG} - \hat{\beta}_{EF}$, $\hat{\beta}_{MCG} - \hat{\beta}_{RE}$ (siendo $\hat{\beta}_{RE}$ el estimador de β mediante una estimación entre grupos o between groups). Es necesario intercambiar estas diferencias y sus varianzas en (15), dado que los estadísticos que se obtienen difieren unos de otros.

Para el modelo de dos factores, el **test de Hausman** se basa igualmente en la diferencia entre el estimador de efectos aleatorios por **MCG** y el estimador **EF** (con variables dummy individuales y de tiempo), sólo que la equivalencia de los contrastes intercambiando los estimadores $\hat{\beta}_{MCG}$ $\hat{\beta}_{EF}$ $\hat{\beta}_{RE}$ no se mantiene (otro tipos de equivalencias han sido establecidas, **Baltagi, 2001**).

D. Contraste de Durbin-Watson.

Un contraste bastante simple de autocorrelación en el modelo de efectos fijos está basado en el contraste de Durbin-Watson (DW). En consecuencia, se contrasta la hipótesis nula de no autocorrelación frente a hipótesis alternativa que el término de perturbación para cada individuo sigue un esquema AR (1), es decir:

$$\varepsilon_{it} = \rho \varepsilon_{it-1} + u_{it} \quad (16)$$

Donde u_{it} se encuentra idéntica e independientemente distribuido entre individuos y tiempo. En consecuencia, se contrasta autocorrelación en el tiempo con la restricción de que todos los individuos tienen el mismo coeficiente de autocorrelación ρ .

Lógicamente, la hipótesis nula se plantea como **H₀: $\rho = 0$** , frente a la alternativa de una cola **$\rho < 0$** o **$\rho > 0$** .

La generalización del estadístico de Durbin-Watson al caso que nos ocupa fue propuesta por **Bhargava, Franzini y Narendranathan (1982)** cuya expresión concreta es:

$$dw_{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_{it} - \varepsilon_{i,t-1})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2} \quad (17)$$

Donde $\hat{\varepsilon}_{it}$ son los residuos de la regresión within.

Los puntos críticos del contraste que dependen de los valores de N, T y K y se encuentran tabulados. Además, al contrario que en el caso de series temporales, las zonas de indeterminación para el estadístico de DW para datos de panel son muy pequeñas, particularmente cuando el número de individuos en el panel es elevado.

5. APLICACIÓN AL CASO ESPAÑOL: UN MODELO DE MOVILIDAD INTERPROVINCIAL

Para explicar el comportamiento reciente de los flujos interprovinciales de trabajadores, especificamos diferentes modelos para cinco grandes sectores de actividad (**Agrícola, Industria Construcción, Servicios de mercado y Servicios de no mercado**). Se trata de identificar aquellos factores a los que parecen responder con más regularidad estos flujos. Para llevar a cabo este ejercicio recurrimos a un modelo de datos de panel estático. Como argumento fundamental queremos subrayar la hipótesis de que, detrás de los flujos migratorios, subyacen decisiones racionales por parte de los individuos. En **Aroca (2001)** se ofrece un ejercicio de optimización de la utilidad de un individuo que decide emigrar de una región de origen **i** a otra de destino **j** por razones de trabajo. La formulación se realiza asumiendo un contexto de libre movilidad del capital humano. Los precios de mercado transmiten información a los agentes económicos, que adoptarán un comportamiento orientado hacia la maximización de la utilidad en sus decisiones de migración. De esta suerte, los salarios ofrecidos en las diferentes localizaciones representarán un factor preponderante para el emigrante potencial.

5.1 Especificación del modelo

Siguiendo este planteamiento, el emigrante o el inmigrante potencial maximizan la siguiente función de utilidad:

Emigración:

$$\begin{aligned} & \text{Max } U_{ij} (X_j, T_j, Z_j) \\ & \{X_j, T_j\} \\ & I_j \geq P_{X_j} X_j + P_{T_j} T_j \end{aligned} \quad (18)$$

Inmigración:

$$\begin{aligned} & \text{Max } U_{ji} (X_i, T_i, Z_i) \\ & \{X_i, T_i\} \\ & I_i \geq P_{X_i} X_i + P_{T_i} T_i \end{aligned} \quad (19)$$

donde X_j , X_i es el conjunto de bienes que demanda el individuo en las localizaciones j e i , excluyendo el transporte; T_j , T_i representa el costo de trasladarse de la localización i a la localización j o viceversa (genéricamente costo de transporte); Z_j y Z_i expresan otras características específicas de la localización j (o i) que el individuo toma en cuenta en su decisión de permanecer en i o emigrar a j ; I_j e I_i es el ingreso del trabajador en la provincia j e i . P_X , P_{T_j} y P_{T_i} son los precios de los bienes y del transporte para ubicarse en la provincia de destino j y i , respectivamente. En particular el costo de transporte cambia con la distancia. Añadiendo el supuesto de precios invariantes entre las diferentes regiones, podemos obtener la función de utilidad indirecta correspondiente al trabajador genérico que consideramos en el ejercicio. Este individuo se plantea la posibilidad de emigrar desde una región de origen i a otra de destino j , no descartando la opción de permanecer en i (no emigrar) si ello le resulta óptimo:

Emigración

$$V_j = V_{ij}(P_x, P_{Ti}, I_j, Z_j) + e_{ij} \quad (20)$$

Inmigración

$$V_i = V_{ji}(P_x, P_{Ti}, I_i, Z_i) + \square_{ji} \quad (21)$$

Donde e_{ij} y \square_{ji} es un error estocástico.

El emigrante y el inmigrante potencial manifiestan su racionalidad, en el sentido económico, a través de su comportamiento de decisión orientado hacia la obtención de la máxima utilidad. En este proceso, el individuo compara entre las diferentes opciones de localización que se le presentan, dado el capital humano del que dispone.

Si los flujos migratorios interprovinciales se fundamentan mayoritariamente sobre una decisión individual, es factible avanzar hacia la especificación de un modelo econométrico, de tipo agregado, que permita capturar el comportamiento de los flujos migratorios. La especificación básica que presentamos en nuestro caso, es la siguiente:

Emigración:

$$EM_{ji} = \alpha_{ji} + \beta_1(t_paro) + \beta_2(rpc) + \beta_3(dia_sol) + \beta_4(ipc) + \beta_5(tasa) + \beta_6(sma) + \beta_7(ea_k) + \beta_8(vab_k) + e_{ji} \quad (22)$$

Inmigración:

$$IM_{ij} = \theta_{ij} + \beta_1(t_paro) + \beta_2(rpc) + \beta_3(dia_sol) + \beta_4(ipc) + \beta_5(tasa) + \beta_6(sma) + \beta_7(ea_k) + \beta_8(vab_k) + u_{ij}$$

Donde, la variable dependiente, es la suma de las emigraciones (o inmigraciones) de los trabajadores del sector económico k , que se mueven, en el periodo t , de la provincia de origen i a la provincia de destino j o viceversa; $k=1, 2, 3, 4, 5$ representa los sectores económicos: **agrícola**;

industria; construcción y servicios de mercado y servicio de no mercado. El periodo temporal de estudio abarca los años 2001 a 2006.

La interpretación de las variables empleadas en la ecuación (22) se detalla en el **Tabla N° 1**.

TABLA N° 1

DESCRIPCIÓN DE LA VARIABLES UTILIZADAS EN EL DEL MODELO TEORICO

| variables | Concepto |
|--------------------|--|
| EM_{ji} | Emigración total: Se trata de una variable endógena. Es la suma de todos los contratos de los trabajadores que salen de la provincia. Es un valor absoluto. |
| IM_{ij} | Inmigración total: Se trata de una variable endógena. Es la suma de todos los contratos de trabajadores que entran a la provincia. Es un valor absoluto. |
| t_{paro} | Tasa de paro: Porcentaje de la población económicamente activa que se encuentra desempleada. El valor es una relación porcentual. |
| rpc | Renta per-capita: Es una magnitud que trata de medir la riqueza disponible y se calcula simplemente como el PIB total dividido entre el número de habitantes de la provincia. Es un valor de tipo índice. |
| $día_{\text{sol}}$ | Día sol: Es una variable de amenidades o estado físico, relacionado con la meteorología. Son los días del año que son soleados. |
| ipc | Índice de precios al consumo: Es un índice de precio de un conjunto de productos de una canasta básica. Se pretende medir mensualmente la evolución del nivel de precios de bienes y servicios de consumo en un país. El valor es un índice ponderado. |
| $tasa$ | Precio del M² de construcción: Se establece como un indicador que refleja el precio promedio de las construcciones que serán utilizadas como residencia por el trabajador que se moviliza de la provincia de origen i hacia la provincia j . Es un precio promedio provincial tomado en el mes de diciembre. |
| sma | Salario medio: Es la remuneración total anual pagada en la provincia en el periodo en cuestión dividida por el volumen de empleo asalariado existente en la misma provincia. Es un indicador promedio. |
| ea_k | Empleo asalariado: Es la población ocupada empleada y que son asalariados dentro de la economía formal. Es un valor agregado. |

vab_k

Valor añadido bruto a precios de mercado: se obtiene como saldo de la cuenta de producción. Está referido en cada caso al tipo de rama de actividad para el que se elabore la cuenta de producción. Es un valor por actividad económica de tipo corriente.

La variable dependiente se construye a partir de los registros sobre contratación laboral que desarrolla el **Instituto Nacional de Empleo (INEM)**. Como ya se ha señalado, la peculiaridad de estos datos estriba en que incorporan información explícita relativa a la estructura espacial de los contratos celebrados. A diferencia de otras fuentes de información sobre migraciones interiores en España, ésta ofrece ventajas al centrar su atención en los movimientos por razones estrictamente laborales. Para ello, toma en cuenta tanto la contratación permanente como la temporal y permite separar los movimientos intraprovinciales de los de larga distancia. En particular, el ejercicio econométrico de esta sección se refiere a las emigraciones e inmigraciones interprovinciales.

5.2 Estimación y resultados:

Se retoma la ecuación (22), donde se establecen los modelos que se van a utilizar para el periodo 2001-2006. En el **Tabla N° 2** establecemos los tipos de modelos de datos de panel utilizados en el estudio.

Tabla N° 2

TIPOS DE MODELOS DE DATOS DE PANEL UTILIZADOS EN EL ESTUDIO

| Modelo | Nombre del Modelo |
|-------------|------------------------|
| Modelo N° 1 | MCO |
| Modelo N° 2 | Regresión Between |
| Modelo N° 3 | Efectos Fijos |
| Modelo N° 4 | Efectos Aleatorios |
| Modelo N° 5 | Efectos Fijos AR1 |
| Modelo N° 6 | Efectos Aleatorios AR1 |

Expondremos de manera sencilla dos bloques de análisis. Por un lado, los resultados correspondientes a la emigración desagregados para cinco sectores de actividad, y por otro lado los de inmigración. Cada uno de los modelos econométricos de datos de panel presenta resultados por variables y nos suministran información acerca de ciertos contrastes.

5.2.A. Emigración:

El análisis de conjunto nos debe dar una aproximación general de cómo el trabajador se mueve entre las provincias buscando un mejor nivel de vida. En el **Cuadro N° 5** se puede apreciar los estimadores obtenidas y algunos indicadores que ayudan en la toma de decisiones. Con esa información podemos escoger el mejor modelo de estimación. Veamos un ejemplo:

En el **modelo N° 1 (MCO)** el R^2 es 0.94 y en el **modelo N° 2 (Between)** el R^2 es 0.97. Otro indicador que debemos tomar en cuenta es el $F_{av}=602.97$ cuyo p-valor nos indica el nivel de significación del estadístico asociado. En la relación del **modelo N° 1 (MCO)** y el **modelo N° 3 (Efectos Fijos)** el estadístico F_{ef} es 34.35 y el p-valor es (0.00). El P-value nos indica que se puede rechazar la H_0 , por lo que es preferible usar el método de efectos fijos al modelo agrupado. En la relación del **modelo N° 1 (MCO)** y el **modelo N° 4 (Efectos Aleatorios)**, se aplica el contraste de Breusch y Pagan, $BP=319.34$ cuyo el p-valor= (0.00). El p-valor nos indica que podemos rechazar la H_0 . En consecuencia, los efectos aleatorios $\square\square$ son relevantes y es preferible usar la estimación de efectos aleatorios en vez del modelo MCO o Pool. Entre el **modelo N° 3 (efectos fijos)** y el **modelo N° 4 (efectos aleatorios)**, se aplica el contraste de Hausman, $HM=132.73$ cuyo p-valor es 0.00. El p-valor es muy bajo y nos induce a aceptar la hipótesis de los que los efectos son fijos. En el **modelo N° 3** de los efectos fijos obtenemos un valor del estadístico de Durbin y Watson de 1.27. Para $T=6$ y $R=50$ y con número de regresores igual a 7, los puntos críticos del contraste son, $R_{PL}=0.99$ y $R_{PU}=1.09$. En consecuencia, se cumple que $1.09 < 1.27 < 2.91$ lo que indica que se acepta la H_0 , no hay autocorrelación.

CUADRO N° 5
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO PARA LA EMIGRACIÓN TOTAL EN
ESPAÑA. AÑO 2001-2006

| variables | Modelo N° 1 | Modelo N° 2 | Modelo N° 3 | Modelo N° 4 | Modelo N° 5 | Modelo N° 6 |
|---------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| t_paro | 12617.99 (-7.65) | 18221.25 (-4.77) | -2.422.73 (-1.98) | -298.41 (-0.22) | -762.52 (-0.63) | 766.62 (-0.61) |
| rpc_indice | -1115.56 (-2.47) | 335.84 (-0.35) | -1.409.42 (-1.26) | -3.598 (-6.04) | -1233.76 (-0.82) | -3.375 (-5.95) |
| día_sol | 896.23 (-6.57) | 308.26 (-1.09) | -450 (-1.84) | 410.69 (-2.1) | 150.72 (-0.73) | 536 (-3.11) |
| ipc | 1.012.00 (-0.67) | 11956.85 (-0.87) | -1.046.99 (-1.06) | -294.88 (-0.29) | -855.83 (-0.59) | 8.62 (0.01) |
| tasa | 80.18 (-1.84) | 95.25 (-0.98) | 89.78 (-2.03) | 102.39 (-2.42) | 132.457 (-2.56) | 120 (-2.72) |
| sma | 0.11 (-3.81) | 0.65 (-2.95) | 0.03 (-2.57) | 0.04 (-2.81) | -0.00 (-0.07) | 0.04 (-3.11) |
| eat | 1.408.58 (-0.71) | 795.79 (-3.59) | 71.03 (-5.6) | 5.04 (-0.48) | 82.90 (-10.14) | 40.69 (-4.64) |
| vab_t | 0.03 (-19.73) | -0.02 (-1.64) | 0.04 (22.56) | 0.03 (-29.76) | 0.06 (-19.83) | 0.03 (-28.11) |
| const | -234781.8 (-1.38) | -1591271 (-1.07) | 155073.9 (-1.28) | 293774.2 (-2.51) | -169378.3 (-1.63) | 208010.2 (-1.71) |
| R-sq within | | 0.01 | 0.8 | 0.79 | 0.78 | 0.78 |
| R-sq between | | 0.97 | 0.88 | 0.93 | 0.90 | 0.93 |
| R-sq overall | 0.94 | 0.67 | 0.87 | 0.92 | 0.89 | 0.93 |
| Fav | 602.97 0.00 | | | | | |
| Fef | | | 34.35 0.00 | | 18.89 0.00 | |
| sigma_u | | | 279099.4 | 61626.70 | 506685.72 | 69.362.58 |
| rho | | | 0.99 | 0.77 | | |
| rho_ar | | | | | 0.46 | 0.46 |
| Baltagi-Wu | | | | | | |
| LBI | | | 1.71 | 1.71 | | |
| Durbin-Watson | | | 1.27 | 1.27 | | |
| Breusch-Pagan | | | | 319.34 0.00 | | |
| Hausman | | | 132.73 0.00 | | | |

Notas: (1) Entre paréntesis se incluye el estadístico t-ratio del correspondiente al estimador o el p-valor del modelo. (2) rho: fracción de varianza debida a los efectos fijos observables. (3) Fav:

Estadístico F de significatividad de los regresores, exceptuando los efectos fijos. (4) Fef: Estadístico F de significativos de los efectos fijos.

En el **modelo N° 6 (efectos aleatorios AR1)**, el coeficiente de autocorrelación es $\rho_{ar} = 0.46$, y el indicador Baltagi-Wu $LBI = 1.71$ y Durbin-Watson $= 1.27$, lo que nos lleva rechazar el modelo de efectos aleatorios con correlación autorregresiva.

5.2. B. Inmigración:

En el **Cuadro N° 6** se puede observar los modelos estimados para los datos de inmigración y algunos indicadores que ayudan en la toma de decisiones.

CUADRO N° 6
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO PARA LA INMIGRACIÓN TOTAL
EN ESPAÑA. AÑO 2001-2006

| variables | Modelo N° 1 | Modelo N° 2 | Modelo N° 3 | Modelo N° 4 | Modelo N° 5 | Modelo N° 6 |
|---------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| t_paro | 10626.54 (-6.61) | 16051.67 (-4.56) | -2.745 (-2.12) | -393.92 (-0.28) | -596.29 (-0.48) | 374.74 (-0.29) |
| rpc_indice | -940.17 (-2.13) | 424.82 (-0.48) | -753 (-0.64) | -3.133 (-5.42) | -793 (-0.51) | -2.970 (-5.25) |
| dia_sol | 942.78 (-7.08) | 354.00 (-1.36) | -516.42 (-1.99) | 532.82 (-2.77) | 161.41 (-0.75) | 589.51 (-3.40) |
| ipc | 1.208.14 (-0.82) | 14918.98 (-1.18) | -1.470.06 (-1.40) | -460.19 (-0.43) | -1.074.27 (-0.71) | 37.02 (-0.03) |
| tasa | 64.46 (-1.52) | 86.88 (-0.97) | 102.35 (-2.18) | 100.38 (-2.32) | 135.46 (-2.5) | 110.28 (-2.46) |
| sma | 0.10 (-3.58) | 0.52 (-2.59) | 0.03 (-2.45) | 0.04 (-2.85) | -0.00 (-0.19) | 0.04 (-3.02) |
| eat | 22.05 (-1.13) | 926.26 (-4.53) | 74.14 (-5.51) | 8.06 (-0.74) | 88.33 (-10.38) | 45.94 (-5.09) |
| vab_t | 0.03 (21.07) | -0.03 (-2.28) | 0.05 (-21.73) | 0.03 (30.57) | 0.07 (-19.78) | 0.03 (-29.04) |
| const | -259092.9 (-1.57) | -1897491 (-1.38) | 131805.1 (-1.03) | 248422.8 (-2.06) | 221541.6 (-2.06) | 160126.3 (-1.29) |
| R-sq within | | 0.03 | 0.82 | 0.77 | 0.77 | 0.77 |
| R-sq between | | 0.98 | 0.89 | 0.94 | 0.91 | 0.94 |
| R-sq overall | 0.95 | 0.65 | 0.89 | 0.94 | 0.90 | 0.94 |
| Fav | 693.11 (0.00) | | | | | |
| Fef | | | | | 16.33 (0.00) | |
| Fef | | | 28.29 (0.00) | | | |
| sigma_u | | | 281245.6 | 56338.8 | 532084.1 | 65634.2 |
| rho | | | 0.98 | 0.71 | | |
| rho_ar | | | | | 0.46 | 0.46 |
| Baltagi-Wu | | | | | | |
| LBI | | | 1.68 | 1.68 | | |
| Durbin-Watson | | | 1.24 | 1.24 | | |
| Breusch-Pagan | | | | 300.37 (0.00) | | |
| Hausman | | | 69.14 (0.00) | | | |

Notas: (1) Entre paréntesis se incluye el estadístico t-ratio del correspondiente al estimador o el p-valor del modelo. (2) rho: fracción de varianza debida a los efectos fijos observables. (3) Fav: Estadístico F de significatividad de los regresores, exceptuando los efectos fijos. (4) Fef: Estadístico F de significativos de los efectos fijos.

En **modelo N° 1 (MCO)** el R^2 es 0.95 y en el **modelo N° 2 (Between)** el R^2 es 0.98. Otro indicador que debemos tomar en cuenta es el F_{av} es 693.11 cuyo p-valor nos indica el nivel de significación del estadístico asociado al modelo 1 es aceptable. En la relación del **modelo N° 1 (MCO)** y el **modelo N° 3 (Efectos Fijos)** el estadístico F_{ef} es 28.29 y el p-valor es (0.00). El P-value nos indica que se puede rechazar la H_0 , por lo que es preferible usar el método de efectos fijos al modelo agrupado. En la relación del **modelo N° 1 (MCO)** y el **modelo N° 4 (Efectos Aleatorios)**, se aplica el contraste de Breusch y Pagan, $BP=300.37$ cuyo p-valor es (0.00). El p-valor nos indica que podemos rechazar la H_0 , por lo tanto, los efectos aleatorios $\square\square$ son relevantes y es preferible usar la estimación de efectos aleatorios en vez del modelo MCO o Pool. Entre el **modelo N° 3 (efectos fijos)** y el **modelo N° 4 (efectos aleatorios)**, se aplica el contraste de Hausman, $HM=69.14$ y p-valor= (0.000). El p-valor es muy bajo y nos induce a aceptar la hipótesis de que los efectos son fijos. El **modelo N° 5** corrige los problemas de autocorrelación existentes en el modelo de efectos fijos N° 3 $\square\square$ Sin embargo; el contraste de **Durbin Watson** para este modelo produce un valor de 1.24; con $T=6$, $R=50$ y número de regresores igual a 7, los puntos críticos son, $R_{PL}=0.99$ y $R_{PU}=1.09$ donde $1.09 < 1.24 < 2.91$ lo que indica que se acepta la H_0 y no hay autocorrelación. En el **modelo N° 4**, el coeficiente de autocorrelación es $\rho_{ar}=0.46$, y el indicador Baltagi-Wu $LBI=1.68$ y Durbin-Watson=1.24, lo que nos lleva a rechazar el modelo de efectos aleatorio con correlación autorregresiva.

5.2. C. Análisis final de los resultados

En la aplicación econométrica de este estudio se han utilizado técnicas de panel para modelos estáticos. El objetivo consiste en identificar los elementos sobresalientes de la movilidad del

trabajador entre las provincias españolas. El periodo de tiempo en el que se centra el estudio comprende del años 2001-2006.

La movilidad del trabajo se aproxima por los datos de emigración e inmigración de los trabajadores de un sector de actividad, que se mueven en el periodo t de la provincia de origen i a la provincia de destino j . Estas variables endógenas (**emigración e inmigración**) se han hecho depender de un conjunto de variables independientes entre las que figuran: la tasa de paro, la renta per-cápita, día de sol, índice de precio al consumidor, precio del metro cuadrado de construcción residencial, salario medio anual, empleo asalariado por sector de actividad, valor agregado bruto por sector de actividad.

El énfasis de la aplicación econométrica se ha centrado en cinco sectores económicos: **el agrícola, el industrial, la construcción, los servicios de mercado y los servicios de no mercado**. De los diferentes modelos aplicados se desprenden los siguientes puntos a remarcar:

Existen diferencias en los patrones de comportamiento de la movilidad del trabajo entre los cinco sectores económicos considerados. La respuesta de la movilidad del trabajador que emigra o inmigra ante las variables explicativas presenta signos y magnitudes distintas de acuerdo con el sector económico que se trate.

En el **cuadro N° 7**, que introduce los Test de F Efectos Fijos, el test de Breusch-Pagan, el test Hausman y contraste de Durbin-Watson, se establecen algunos indicadores que son útiles a la hora de decidir que modelo es el más adecuado en cada sector.

Cuadro N° 7:

**RESULTADOS SECTORIALES DE LOS CONTRASTES EN LOS MODELOS
CONSIDERADOS**

| CASO | Emigración | | | | | Inmigración | | | | |
|----------------------------|-----------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------------|-----------------|-------------------|------------------|-------------------|------------------------|
| | CONTRASTES | | | | Modelo seleccionado | CONTRASTES | | | | Modelo seleccionado |
| | F _{ef} | BREUSCH- PAGAN | HAUSMAN | DURBIN- WATSON | | F _{ef} | BREUSCH- PAGAN | HAUSMAN | DURBIN- WATSON | |
| Agrícola | 72.66 (0.00) | 523.80 (0.00) | 8.31 (0.2161) | 1.63 | E. A. No-ARI | 66.45 (0.00) | 509.16 (0.00) | 21.4 (0.00) | 1.67 | E. F. No-ARI |
| Industrial | 72.39 (0.00) | 575.61 (0.00) | 4.510 (0.60) | 0.98 | E. A. No-ARI | 65.59 (0.00) | 568.24 (0.00) | 5.4 (0.49) | 0.99 | E. A. No-ARI |
| construcción | 81.17 (0.00) | 466.53 (0.00) | 55.53 (0.000) | 0.97 | E. F. No-ARI | 56.17 (0.00) | 466.5 (0.00) | 10.7 (0.098) | 0.90 | E. A. No-ARI |
| Servicio de mercado | 83.58 (0.00) | 543.77 (0.00) | 25.65 (0.000) | 1.32 | E. F. No-ARI | 78.27 (0.00) | 556.84 (0.00) | 40.41 (0.000) | 1.32 | E. F. No-ARI |
| Servicio de no mercados | 29.13 (0.00) | 482.39 (0.00) | 10.51 (0.1049) | 1.43 | E. A. No-ARI | 25.26 (0.00) | 456.36 (0.00) | 9.07 (0.16) | 1.45 | E. A. No-ARI |
| Total | 34.35 (0.00) | 319.34 (0.00) | 132.73 (0.000) | 1.26 | E. F. No-ARI | 28.29 (0.00) | 300.37 (0.00) | 69.14 (0.00) | 1.24 | E. F. No-ARI |

Fuente: en base a los datos del INE

Por lo tanto, el análisis de los datos de emigración nos lleva a establecer que para los sectores agrícola, industrial y de servicios de no mercado el mejor modelo es de efectos aleatorios y para los sectores de la construcción, y el de servicios de mercado, así como para el total, el más adecuado es el modelo de efectos fijos. En el análisis de inmigración, en los sectores industriales, la construcción y los servicios de no mercado, el mejor modelo es el de efectos aleatorios y para el sector agrícola, los servicios de mercado y la inmigración en su conjunto el mejor modelo es el de efectos fijos.

5. CONCLUSIONES

El presente estudio ha analizado la movilidad interprovincial de trabajo en España entre los años 2001-2006. Para ello, se han empleado datos sobre contratación laboral del **Instituto Nacional de Empleo y el Instituto Nacional de Estadística**. La información consultada se estructuró en actividades económicas distribuidas por provincias, lo que nos permitió establecer análisis espaciales.

Para concluir este trabajo vamos a prestar atención a cuatro bloques temáticos: la aproximación metodológica utilizada, la instrumentalización aplicada, los hallazgos de la investigación y las perspectivas de nuevos estudios.

El planteamiento metodológico parte de una aproximación al problema de la migración con todas sus connotaciones teóricas. El primer objetivo es profundizar en el gran número de teorías existentes para conocer las diferentes corrientes de investigación que de una u otra forma han tratado la temática de la movilidad y la migración.

En esta vasta literatura encontramos dos bloques teóricos, por un lado, las teorías que afectan la contratación del trabajador desde el punto de vista de la emigración y, por otro, la que la aborda desde el punto de vista de la inmigración, tomando en cuenta la remuneración salarial y las amenidades como condición fundamental en la movilidad laboral.

Los aspectos que sobresalen tienen que ver con los movimientos del trabajador motivados por la atracción de empleo, por las características de la ciudad, por el impacto de la información, por el carácter de los precios de los bienes de consumo, las residencias y otras áreas de investigación. Esto nos llevó a contemplar también los problemas de desarrollo regional y la afectación del capital humano creado por estos procesos.

Después de planteada la etapa teórica de la investigación, se trabajó con una base de datos suministrada por **Instituto Nacional de Empleo (INEM)**. La misma fue diseñada para describir la variable endógena de la investigación, que no es otra que la movilidad del factor trabajo en España. Para ello, tomamos en consideración un enfoque interprovincial, las actividades económicas, el nivel de escolaridad, tipo de sexo, temporalidad, nacionalidad, edad del trabajador contratado dentro y fuera de España.

La aplicación del enfoque espacial se ve reflejado por la instrumentalización del índice de Moran con el cual se logra medir la autocorrelación espacial, lo que nos lleva a establecer que es uno de los aportes de esta investigación.

En el desarrollo posterior del estudio decidimos mantener por separado la emigración y la inmigración. La magnitud en ambas funciones en España es equilibrada, pero no homogénea, lo que nos lleva a ver que existen provincias que tiene una mayor participación. Cuando se cruza con la actividad económica el efecto es mayor. Por lo tanto, procedimos a especificar una serie de modelos econométricos que nos dieran más elementos de discusión sobre el impacto de la migración en los mercados locales.

Los modelos aplicados en este estudio se instrumentalizaron bajo metodología econométrica de datos de panel observándose que los modelos de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) son rechazados con carácter general. En general predomina una preferencia por modelos de efectos fijos frente a los modelos de efectos aleatorios. No se han detectado estructuras de autocorrelación temporal en los diferentes modelos estimados.

La variable que más influencia ha tenido dentro del modelo, tanto de emigración como de la inmigración, ha sido el salario medio anual. Lo cual indica que el efecto de la remuneración sigue

siendo una variable importante y decisiva en la hora que un trabajador se movilice de un lugar a otro.

En cuanto a las perspectivas de trabajos futuros, este estudio puede extenderse al análisis de casos de regiones y provincias específicas en especial la **aragonesa** y la región **centroamericana** (Centroamérica y Panamá). Adicionalmente, valdría la pena desarrollar alguna variante metodológica en el tratamiento del tema, tomando en cuenta variables sociales y su impacto en los modelos. Todo esto indica que son diversas las líneas de trabajo que podrían seguirse en las siguientes etapas de este estudio.

BIBLIOGRAFIA

Abellán, C. (1998): *La ganancia salarial esperada como determinante de la decisión individual de emigrar*. Investigaciones Económicas, 22, 93-117.

Bentolila, S. (1992): *Migración y ajuste laboral en las regiones españolas*. CEMFI, Documento de Trabajo No. 9204.

Bentolila, S. (2001): *Las migraciones interiores en España*. FEDEA, Documento de Trabajo 2001-07.

Faura, M. U. y Gómez, G. J. (2001): *Modelos migratorios: una revisión*. Revista Asturiana de Economía, 21, 209-235.

Faura, M. U., Gómez, G. J. y Aranda, J. (2000): *Estudio de la migración interregional en España*, a través de la Ecuación Master. *Estudios de Economía Aplicada*, 16, 63-92.

González, P. J. M. (1991): *Modelo explicativo de los flujos migratorios en España: incidencia en la dispersión del desempleo interregional 1960-85*. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de la Laguna. Documento de Trabajo No. 33.

González, P. J. M. (1992): *Análisis del comportamiento de los migrantes españoles: una aproximación empírica*, *Información Comercial Española*, 712, 121-132.

Juárez, J. P. (2000): *Análisis of Interregional Labor Migration in Spain Using Gross Flows*. *Journal of Regional Science*, 40, 377-399.

Martínez, T. M. (2006): *Evaluación de las migraciones interregionales en España, 1996-2004*. Fundación de las Cajas de Ahorros, Documento de Trabajo No. 258/2006.

Maza, F. A. y Villaverde, C. J. (2004): Determinantes de la migración interregional en España: nuevas técnicas de análisis. *Investigaciones Regionales*, 4, 133-142.

Rodenas, C. (1994a): *Migraciones interregionales en España (1960-1989): cambios y barreras*. *Revista de Economía Aplicada*, II(4), 5-36.

Rodenas, C. (1994b): *Emigración y economía en España*. Madrid: Editorial Civitas.

Rodenas, C. y Martí, M. (1997): *¿Son bajos los flujos migratorios en España?*. *Revista de Economía Aplicada*, 5, 155-171.

Rodenas, C. y Martí, M. (2002): *Migraciones 1990-1999: ¿Qué ha sucedido en la última década?*. Revista Valenciana de Economía y Hacienda, III(6), 37-58.

Rodenas, C. y Martí, M. (2005): *El nuevo mapa de las migraciones interiores en España: los cambios en el patrón de los sesenta*. Investigaciones Regionales, 6, 21-39.

Serrano, L. (1998): *Capital humano y movilidad especial del trabajo en la economía española*. Documento WP-EC 98-06, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

Tiebout, Charles. 1956. "A Pure Theory of Local Expenditures." Journal of Political Economy 64: 418-24.