

Cambios en la situación laboral de la población española ante el incremento de la inmigración

El objetivo de este trabajo es analizar, a partir de microdatos de la Encuesta de Población Activa y utilizando modelos de probabilidad Logit, el efecto de la entrada de inmigrantes extranjeros en España sobre las probabilidades de encontrar empleo de la población nativa. La principal conclusión obtenida es que, con los datos disponibles hasta la fecha y el periodo económico expansivo analizado, no existe evidencia empírica suficiente como para afirmar que la inmigración esté generando un efecto negativo significativo sobre las oportunidades de empleo de la población nativa. Esta conclusión se confirma aún más al considerar la correlación intragrupo y la corrección de Moulton.

Lan honek duen helburua, Espainian atzerriko etorkinen sarrerak bertako biztanleek enplegua lortzeko aukeran duen eragina aztertzea da, Biztanleria Aktiboaren Inkestaren mikrodatuetatik abiatuta eta Logit delako probabilitate ereduak erabiliz. Lortutako ondorio nagusia da, ditugun datuekin eta oraingo egoera ekonomikoarekin, ez dagoela ebidentzia enpiriko nahikoa inmigrazioak bertako biztanleek enplegua lortzeko duten aukeren gaineko eragin negatibo nabarmenik sortzen duela adierazteko. Ondorio hau are gehiago baieztatzen da talde barneko korrelazioa eta Moulton zuzenketa kontuan hartzen direnean.

Using micro data from the Spanish Labour Force Survey and estimating with a log-it model, we explore the effect of immigration on the Spanish labour market, analysing the effect of a higher proportion of immigrants in the Spanish native's employment probability. Our results show that, given the available data and the Spanish economic situation analysed, there is no impact of immigration on the labour opportunities of native workers. After considering the intra-group correlation and performing the Moulton correction procedure, we conclude that the impact of immigrant flows in the Spanish labour market has not been significant at this time.

ÍNDICE

1. Introducción
 2. Antecedentes empíricos sobre el impacto de la inmigración en el empleo
 3. La movilidad del factor trabajo en España
 4. Un modelo logit sobre inmigración y empleo
 5. Incorporación de la corrección de Moulton a los resultados obtenidos
 6. Conclusiones
- Referencias bibliográficas

Palabras clave: Mercado laboral, trabajadores inmigrantes, modelo de probabilidad logit, empleo

Keywords: Labour market, immigrant workers, logit models, employment

N.º de Clasificación JEL: J61, C25

1. INTRODUCCIÓN

La inmigración ha dejado de ser un fenómeno histórico asociado a movimientos de población de periodos concretos para convertirse en una realidad de carácter estable que se inicia en Europa, terminada la Segunda Guerra Mundial, con los procesos de descolonización y que se impulsa en los sesenta por el fuerte crecimiento económico y la necesidad de mano de obra. Tras el lapso de la crisis del petróleo de los años setenta y ochenta, la recepción de inmigrantes en Europa se reanuda y continúa hasta nuestros días, dinamizada por la caída del muro de Berlín y el crecimiento económico de los noventa. En el momento

actual todo hace pensar que las inercias del proceso se mantendrán en el futuro y que difícilmente se podrá contener el aluvión de personas que buscan cambiar su situación de desesperanza y pobreza por la riqueza que pueden ofrecerle los países más desarrollados.

España, como país desarrollado y con más de 45 millones de habitantes, presenta una serie de características diferenciales sobre la mayor parte de los países de acogida que deben tenerse en cuenta a la hora de entender y analizar sus procesos migratorios procedentes del exterior. En primer lugar, no ha sido hasta fechas muy recientes que el saldo migratorio se ha invertido, pasando de ser un país emisor de emigrantes a un país receptor de inmigración. En segundo lugar, la llegada de inmigrantes extranjeros a España muestra una repentina

* Los autores agradecen las valiosas aportaciones efectuadas por los evaluadores anónimos en el proceso de revisión del artículo.

y fuerte aceleración, ya que en poco tiempo se ha pasado de cifras muy poco significativas a cantidades tan importantes que sitúan a España al mismo nivel que otros países de acogida con mucha mayor experiencia en el proceso. Así, en 1981 el total de la población inmigrante extranjera en España era de 625.907 personas, un 1,7% de la población total. Dieciocho años después, en 1999, la población extranjera era de 748.953 y el porcentaje sobre la población muy similar, el 1,9%. Sin embargo, en los cinco años siguientes el ritmo de entrada es tal que se alcanza en 2004 la cifra de 3.034.326 personas extranjeras, es decir un 7% de la población total, elevándose al 8,4% de la población en 2005; con los datos más recientes de 2007 se situaría la población inmigrante extranjera ronda los 4,48 millones personas, un 10% del total de la población. Lo que otros países de nuestro entorno alcanzaron en décadas, en España se ha producido en pocos años. El proceso no ha concluido y las tensiones sociales y económicas que un incremento de esta magnitud genera están empezando a aflorar.

Por otro lado, la proporción de población inmigrante extranjera en situación irregular es muy elevada. Del total de inmigrantes extranjeros registrados en 2004, solamente el 55% tenía permiso de residencia, lo que situaba a España en unas cifras de irregularidad que pueden calificarse de extremas y genera una economía sumergida sin precedentes. Tras el proceso de regularización de inmigrantes extranjeros llevado a cabo en España en el año 2005, la cifra de irregularidad, aunque se ha corregido, sigue elevada y se sitúa para el año 2006 próxima al 35%.

Estos hechos se cristalizan en que la sociedad española plantea, por diferentes caminos, el que siendo la inmigración una gran aportación a nuestro crecimiento económico y social, también está generando problemas importantes: la posible inseguri-

dad asociada a la situación irregular¹ y su impacto laboral. Este último aspecto, por ser de gran importancia, es utilizado de manera poco rigurosa y con datos sin contrastar por unos grupos y otros, de la forma que más conviene en cada caso. Además, la literatura internacional sobre el impacto de la inmigración en el mercado laboral no está exenta de controversia ya que no existe consenso entre los investigadores que han analizado el fenómeno en Estados Unidos y Europa. Así, hasta ahora no ha sido posible cuantificar, ni siquiera afirmar, empíricamente la existencia de una relación entre inmigración y salarios o empleo.

Nuestro propósito es arrojar luz al caso español, tratando de medir el impacto de la inmigración sobre el mercado de trabajo en nuestro país, entendiendo que las características de nuestro proceso y situación son diferentes a las de otros países y que las conclusiones de estos no son directamente aplicables a España.

A efectos de medir el impacto de la inmigración sobre el mercado laboral, el trabajo se ha centrado en analizar si en aquellas provincias donde existen elevadas tasas de población extranjera se produce una disminución de la probabilidad de encontrar un empleo para la población nativa. Dadas las características de nuestra variable endógena (probabilidad de encontrar un empleo), el método utilizado para el análisis ha sido la estimación de un modelo de probabilidad logit, utilizando como fuente de información principal los microdatos de la Encuesta de Población Activa (EPA) correspondientes a los primeros trimestres de los años 2005 y 2006.

¹ El barómetro del CIS de abril de 2007, sitúa como cuarto problema de España la inmigración, entre un total de treinta posibles y detrás del paro, el terrorismo y la vivienda.

No obstante, un enfoque como el que aquí se realiza utilizando datos provinciales ha sido cuestionado en diferentes estudios con el argumento de la posible movilidad de la población nativa ante la llegada de población extranjera. En este trabajo se estima que esta hipótesis es inapropiada para el caso español, ya que su población activa se caracteriza todavía por una baja movilidad geográfica. Otra de las críticas, quizás la más importante, se basa en el hecho de que la población inmigrante acude precisamente a aquellas zonas con mayor crecimiento de empleo, lo que genera relaciones espurias positivas entre inmigración y empleo, anulando el impacto de la entrada de extranjeros sobre el empleo de los nativos. Con el fin de paliar esta situación, la especificación del modelo estimado en este trabajo incluye como variable explicativa el crecimiento provincial del PIB de los últimos años.

Además, desde el punto de vista del análisis econométrico, el modelo combina información procedente de microdatos individuales con variables agregadas por provincias, con lo que la crítica de Moulton (1990) relativa a los problemas derivados de la correlación de la perturbación aleatoria y la no adecuación de los test de significación debe ser tenida en cuenta. Para solucionar este problema se corrige convenientemente la estimación de la desviación estándar de los parámetros y se analiza la significación de los parámetros.

A pesar de todo ello es preciso señalar que los resultados obtenidos en este trabajo presentan una limitación importante relacionada con los datos utilizados. Si bien se eligió como base de análisis la EPA por ser la principal fuente de información estadística para analizar la situación laboral de la población en España y por incorporar un cambio metodológico en 2005 que recoge mejor la importancia de la inmigración en la

población de nuestro país, utilizar la nueva EPA 2005 ha supuesto también asumir importantes limitaciones que condicionan las conclusiones que se extraen de la estimación del modelo. En primer lugar, trabajar con la nueva EPA 2005 ha impedido poder analizar un periodo temporal lo suficientemente amplio que incluya periodos de expansión económica, como el analizado, junto con periodos de menor actividad por el distinto método utilizado en la elaboración de la EPA anterior al año 2005. Adicionalmente, la nueva EPA 2005 ha dejado de publicar trimestralmente la información relativa a las preguntas retrospectivas, restringiendo seriamente la información sobre la situación laboral de los individuos en el año anterior al de la semana de referencia. A pesar de estas limitaciones y tras analizar las alternativas posibles, optamos por utilizar la EPA 2005 pues consideramos que, a pesar de sus restricciones, era preciso realizar al menos una primera aproximación al problema planteado, si bien ésta deberá ser ampliada a medida que puedan incluirse situaciones menos expansivas del ciclo económico y el INE vaya publicando los datos anuales de la EPA donde sí se incluyen las variables retrospectivas.

El trabajo está estructurado en las siguientes secciones. En la Sección 2 se realiza una revisión bibliográfica relativa a los análisis empíricos sobre el impacto de la inmigración en el empleo. En la Sección 3 se repasa la hipótesis de movilidad del factor trabajo para el caso español. En la Sección 4 se especifica y estima el modelo econométrico para cuantificar el impacto de la inmigración sobre la probabilidad de encontrar empleo de la población nativa. En la sección 5 se revisa la significatividad de los parámetros a partir de la corrección propuesta por Moulton y finalmente en la sección 6 se presentan las principales conclusiones.

2. ANTECEDENTES EMPÍRICOS SOBRE EL IMPACTO DE LA INMIGRACIÓN EN EL EMPLEO

Existe una amplia literatura en la que de una forma u otra se pretende determinar el impacto de la inmigración sobre la oferta de trabajo y los salarios. En general, la mayoría de los estudios se han centrado en contrastar la existencia de una relación negativa entre la tasa de ocupación nativa, y salarios y número (o proporción) de inmigrantes extranjeros, si bien la mayoría de ellos han fracasado al no aportar resultados que puedan avalar tal relación. En consecuencia, la evidencia empírica no permite confirmar que el impacto de la llegada de población inmigrante extranjera sobre el mercado laboral sea significativo.

En el caso de Estados Unidos se ha originado una amplia literatura sobre inmigración y mercado laboral, tal como demuestran los trabajos recopilatorios de Friedberg y Hunt (1995), Borjas *et al.* (1997) y Borjas (1999), pero en ellos se concluye que, o bien la inmigración no tiene efectos, o bien que estos son de escasa magnitud, independientemente del tipo de datos, localización geográfica o incluso método de estimación utilizado.

Durante los años ochenta, y dada la concentración geográfica selectiva que mostraba la inmigración en cualquier país desarrollado, se investigó mediante la comparación para un mismo país, de la situación de las zonas y ciudades con alta concentración de inmigrantes extranjeros con aquellas en las que la inmigración era baja, para de aquí inferir el impacto del proceso migratorio sobre el empleo y los salarios. En esta línea se encuentran los trabajos de Grossman (1982), Borjas (1983), LaLonde y Topel (1991), Altonji y Card (1991) y Fix y Passel (1994) y la conclusión de estos estudios, referidos siempre a la realidad de Estados Unidos, es que el impacto de la inmigración es muy bajo.

Uno de los trabajos más referenciados sobre el impacto de la inmigración en el mercado laboral, y que inicia un amplio debate político y académico, es el de Card (1990). En él se analiza la importante llegada de inmigrantes cubanos, llamados marielitos, a Miami en 1980 y su efecto sobre los salarios y el empleo de los trabajadores no cubanos en el periodo 1979-85. Las conclusiones del trabajo fueron rotundas y tiraron por tierra los planteamientos de aquellos que criticaban la inmigración por su repercusión negativa sobre la situación laboral de la población nativa, concluyéndose, una vez más, en su escaso impacto. Card critica los estudios económicos espaciales previos indicando que la concentración de inmigrantes extranjeros se debe a las expectativas de crecimiento de las ciudades y a que la movilidad de los nativos entre ciudades puede llegar a compensar los efectos negativos de la inmigración.

En consecuencia la movilidad física de los trabajadores nativos podría ser una de las formas de ajuste del mercado ante la llegada de población extranjera y ha sido un argumento ampliamente utilizado para justificar la escasa relación encontrada entre inmigración y empleo o salarios. Sin embargo, tampoco todos los estudios son concluyentes sobre el impacto de la inmigración en la movilidad de los trabajadores y así Borjas *et al.* (1997) obtienen correlaciones significativas entre estas dos variables, mientras que en otro estudio más reciente de Card (2001) se concluye, a partir de datos de panel para diferentes ciudades, que no existe tal relación.

En sus últimos trabajos, Borjas *et al.* (1996, 1997) y Borjas (2001, 2003) critican también los trabajos y modelos que utilizan datos espaciales debido a la distribución no aleatoria de la población extranjera y la importancia que ejerce el crecimiento económico en la atracción de inmigrantes

extranjeros. Sin embargo, con datos agregados y eliminando las fuentes de variación espacial, tampoco sus resultados han sido muy satisfactorios.

En Europa, los estudios existentes no son muy diferentes. El trabajo de De New y Zimmermann (1994) para Alemania concluye que la inmigración afecta negativamente a los trabajadores poco cualificados y positivamente a los más cualificados. En un estudio de Winkelmann y Zimmermann (1993) se registra un impacto negativo, aunque de baja intensidad, de la inmigración sobre la duración del desempleo para Europa en el corto plazo, y en el de Greenwood y McDowell (1986) que esta brevedad del impacto se produce también sobre los salarios. Por su parte, Pischke y Velling (1997) realizan un análisis con datos espaciales para 167 regiones en Alemania y tampoco encuentran efectos negativos significativos de la inmigración sobre el empleo.

Para el caso español, al tratarse de un fenómeno social muy reciente, son todavía pocos los estudios que lo analizan, siendo la mayoría de tipo cualitativo enfocados a analizar las implicaciones sociales que la entrada de extranjeros genera en el país receptor, y siendo pocos los que analizan el fenómeno desde la perspectiva económica de la cuantificación del efecto sobre el empleo o desempleo de la población nacional. Aún con todo, las investigaciones realizadas obtienen resultados similares a los recogidos en los estudios internacionales, es decir, bajo impacto de la inmigración en el mercado laboral del país receptor.

Carrasco, Jimeno y Ortega (2004) estiman que la elasticidad entre los flujos migratorios y la tasa de ocupación nativa es baja, en torno a -0,1 cuando el análisis se centra en la inmigración regular y no significativa cuando se considera el total de inmigrantes. Amuedo-Dorantes y De la Rica (2005) analizan si los flujos de población inmigrante extranjera reducen las diferencias registra-

das en los mercados laborales de las distintas regiones españolas, concluyendo que si bien contribuyen a reducir la disparidad, el efecto se ve limitado por la baja movilidad interna que registra la población nativa. Dolado, Jimeno y Duce (1997) contrastan empíricamente los efectos de la inmigración sobre el empleo, salarios y masa salarial de los trabajadores españoles, diferenciando entre trabajadores cualificados y poco cualificados y concluyen que un aumento en la tasa de inmigración genera globalmente efectos favorables sobre las perspectivas laborales de los trabajadores nacionales, si bien destacan el hecho de que la tasa de inmigración en las provincias españolas durante el periodo de análisis que consideran (1990-1992) es baja como para poder esperar un efecto negativo de la inmigración sobre los trabajadores nacionales.

3. LA MOVILIDAD DEL FACTOR TRABAJO EN ESPAÑA

La movilidad de la población, así como la flexibilidad de los salarios, constituye un mecanismo de ajuste imprescindible para corregir los desequilibrios del mercado de trabajo. Si existe movilidad del factor trabajo, las regiones donde se incrementa la tasa de paro sufrirán procesos migratorios de su población hacia otras zonas donde las oportunidades de encontrar un empleo sean mayores. Por el contrario, la escasa movilidad de la población junto con otros factores puede originar un incremento en la tasa de paro de la economía (Bentolila y Blanchard (1990)).

En el caso específico del fenómeno de la inmigración, si ante la llegada de población extranjera, y el consiguiente incremento de la oferta de trabajo, las condiciones laborales empeoran para los trabajadores nativos y estos optan por su traslado a otros mercados geográficos, el impacto de la inmigración quedaría diluido por toda la geografía nacional. En tal caso la modelización del

efecto de la inmigración sobre los flujos del mercado de trabajo mediante datos espaciales o de corte transversal quedaría invalidada. Por este motivo, como paso previo a la estimación de un modelo como el aquí presentado, es necesario evaluar la movilidad del factor trabajo en España.

Según datos de la OCDE (2000) –a pesar de las diferencias estadísticas que dificultan las comparaciones internacionales en Estados Unidos la tasa migratoria interregional es del 2,4%, registrándose cifras muy similares en el caso de Japón. En Europa, sin embargo, la población que cambia su región de residencia es tan sólo el 1,5% en promedio, se observa además importantes diferencias según los países considerados. Así, Italia (0,5%) y España (0,6%) aparecen como los países de la UE con menor movilidad interregional de su población, mientras que Dinamarca sobresale por la característica opuesta (3,4%). Según estos datos, la movilidad interregional media europea, a pesar de ser baja, es 2,3 veces superior a la movilidad observada en España y comparando España con Estados Unidos, la movilidad de la población resulta 3,7 veces superior en Estados Unidos.

Los estudios sobre la movilidad de la población en España son numerosos (Ródenas (1994), Bentolilla y Dolado (1991), Antolín y Bover (1997), Bentolilla (1997, 2001), Bover y Velilla (1999), Arellano y Bover (2002)). En todos ellos se pone de manifiesto la baja movilidad interregional de la población española. Antolín y Bover (1997) señalan una movilidad media del 0,3% durante el periodo 1987-1991. Bover y Velilla (1999), tras analizar la evolución y características de las migraciones en España durante todo el siglo veinte, detectan una reducción de la tasa migratoria desde el 0,9% en 1962 al 0,3% en 1982, recuperándose en la década de los noventa hasta el 0,5%-0,6%, aspecto también señalado por Arellano y Bover (2002).

En relación con las causas que explican la baja movilidad de la población española, Bentolilla (2001), a partir del análisis previo de Bover y Velilla (1999) y tras concluir en la existencia de reducidos flujos migratorios en España, clasifica las causas en factores demográficos (envejecimiento de la población, mayor tasa de actividad femenina que dota de dimensión de pareja las decisiones laborales, etc.) y factores institucionales (descentralización política, incremento de las prestaciones sociales, el aumento de la duración y cobertura de las prestaciones por desempleo, el sistema fiscal que ha bonificado la adquisición de viviendas, etc.), a lo que añade la mayor importancia que tienen en los países de la zona mediterránea las instituciones no formales, como la familia o las redes personales.

A pesar de la escasa movilidad geográfica de los trabajadores en España detectada en los diferentes trabajos, es también cierto que se ha producido un incremento de la misma en los últimos veinte años (Bover y Arellano (2002), no obstante, todavía insuficiente como para permitir el ajuste macroeconómico requerido para un correcto funcionamiento del mercado de trabajo. Por tanto, podemos tomar como supuesto de partida que la movilidad de la población española es limitada, lo que refuerza la validez de la estimación del impacto de la inmigración con datos provinciales.

4. UN MODELO LOGIT SOBRE INMIGRACIÓN Y EMPLEO

Llegados a este punto, resulta interesante contrastar si las elevadas tasas de población extranjera que registran determinadas provincias españolas, como consecuencia de la fuerte entrada de inmigrantes acontecida en nuestro país en los últimos años, está teniendo un impacto negativo sobre las oportunidades de encontrar un empleo para los trabajadores nacionales que previamente no estaban ocupados.

Dada la baja movilidad del factor trabajo nacional en España ya comentada en la sección anterior, el modelo econométrico que a continuación se presenta se plantea bajo una perspectiva transversal, combinando información de microdatos individuales procedentes de la EPA con información espacial agregada a nivel provincial (tasa de inmigración y crecimiento del PIB provincial).

En línea con el método empleado en otros estudios como los de Winter-Ebmer y Zweimüller (1999), Gang *et al.* (1999), Venturini y Villosio (2002) y Cohen y Paserman (2004) entre otros, en el modelo presentado se pretende cuantificar a través de la estimación de un modelo econométrico, si el hecho de que en una provincia exista una elevada proporción de población extranjera afecta a la probabilidad que tiene la población nativa residente en dicha provincia de realizar la transición laboral desde la no ocupación (parado o inactivo) al empleo. Es decir, se pretende contrastar la existencia de una relación negativa entre la tasa de inmigración y la probabilidad de encontrar empleo, lo que indicaría que en aquellas provincias con mayores tasas de inmigración las oportunidades de encontrar un empleo para los nacionales se ven reducidas.

Dado el objetivo, la especificación econométrica se lleva a cabo mediante el uso de modelos de elección discreta, en los que la variable endógena a modelizar es una variable categórica con varias alternativas de respuesta. Dentro de esta tipología de modelización, el método logit se ajusta a este objetivo utilizando como función de ajuste la logística. El uso de esta función garantiza que el resultado de la estimación pueda interpretarse como la probabilidad de ocurrencia de cada una de las alternativas de la variable endógena.

Especificación del modelo

Los datos utilizados para la estimación del modelo proceden de la EPA elaborada

trimestralmente por el Instituto Nacional de Estadística. En concreto se ha trabajado con la nueva EPA 2005 que comienza a realizarse en el primer trimestre de 2005, pues incorpora cambios metodológicos que pretenden recoger de manera más fiable la nueva realidad demográfica y laboral de nuestro país originada por el fuerte incremento del número de residentes extranjeros en España. A pesar de las ventajas que se obtienen al trabajar con la EPA 2005, pues permite analizar de un modo más fiable los posibles efectos que pueda tener el aumento de la inmigración sobre la situación laboral de la población nativa, la novedad del cambio implica una ruptura de las series temporales, impidiendo mezclar datos posteriores al primer trimestre de 2005 con los anteriores a dicha fecha. Por tanto, el análisis aquí presentado se centra únicamente en los años 2005 y 2006, pues en el momento de la realización de este trabajo sólo estaba disponible dicha información. Dado que ambos periodos forman parte de un momento expansivo del ciclo de la economía española, el análisis aquí presentado debe ser considerado como una primera, aunque necesaria, aproximación al problema, que será imprescindible extender a un periodo temporal más amplio una vez que puedan incluirse situaciones económicas menos expansivas, hecho que podría alterar los resultados obtenidos en este trabajo y que constituye por tanto la principal limitación del análisis aquí realizado.

Como ya se ha adelantado, el objetivo del modelo es contrastar si la existencia de una elevada tasa de población extranjera en determinadas provincias reduce la probabilidad de encontrar empleo entre la población nativa, por lo que la variable endógena Y_{ij} mide la transición laboral de un individuo nativo i de la provincia j desde una situación de no ocupación (parado o inactivo) en el momento $t-1$ a una situación de empleo en el momento t . En concreto, la variable endógena Y_{ij} toma el valor 1 cuando el indi-

viduo i de la provincia j está ocupado en la semana de referencia de la encuesta pero dice que no trabajó en ningún momento del año pasado y tomará el valor cero cuando no habiendo trabajado en ningún momento del año anterior se encuentra en situación de paro o inactividad en la semana de referencia.

Dado que la variable endógena, tal y como se ha definido, hace referencia a dos momentos del tiempo diferentes, se ha utilizado para identificar la situación laboral del individuo en el momento t la clasificación de la población que le asigna el INE en ese momento (ocupado, parado o inactivo) y para determinar la situación laboral del individuo en el momento $t-1$ (un año antes) la información proporcionada en el momento t por el propio individuo a través de la pregunta incluida en el cuestionario de la EPA «¿Realizó algún trabajo remunerado, por cuenta propia o como asalariado, en algún momento del año pasado?». La anterior pregunta tiene dos alternativas posibles de respuesta, sí y no. Si en el momento t el individuo contesta que sí trabajó en algún momento del año pasado, de cara a la construcción de la variable endógena se considera que ese individuo hace un año estaba ocupado, mientras que si dice que no trabajó en ningún momento del año pasado, se considera que hace un año dicho individuo estaba parado o inactivo. Dado que dicha pregunta sólo se realiza a los encuestados el primer trimestre de cada año, el análisis se ha realizado únicamente para los primeros trimestre de 2005 y 2006².

² En la antigua EPA 2002 dicha pregunta se realizaba todos los trimestres. Adicionalmente, en la antigua EPA 2002 se incluían varias variables de carácter retrospectivo que ya no se incluyen en los ficheros trimestrales de la EPA 2005. Este es el caso de la variable «Situación en la que se encontraba hace un año (ocupado, parado, inactivo)», «Actividad en la que trabajaba hace un año» y «Situación profesional hace un año».

Es preciso matizar adicionalmente que en la semana de referencia de la encuesta, que es la que se utiliza para la estimación del modelo, es posible diferenciar entre situaciones de ocupado, parado o inactivo, pues se dispone de la clasificación realizada por el INE, mientras que la información retrospectiva de los individuos, tal y como se plantean las alternativas de respuesta a la pregunta «haber trabajado algún momento del año pasado» sólo permite diferenciar entre ocupado y no ocupado, sin poder distinguir por tanto entre situaciones de desempleo e inactividad. Dicha diferenciación, sólo sería posible si en lugar de utilizar la información retrospectiva de los individuos incluida cada trimestre en la encuesta se trabajara con la EPA Flujos, la cual permite seguir a cada individuo durante los seis trimestres que permanece en la muestra. No obstante, el hecho de que la muestra de la EPA Flujos se renueve en 1/6 cada trimestre, trabajar con esta información obligaba a reducir de forma importante la muestra de individuos analizados, a lo que se une, como inconveniente adicional y de mayor relevancia para el objetivo de nuestro análisis la ausencia de información desagregada a nivel provincial, pues sólo incluye información por comunidades autónomas. La pérdida de datos muestrales así como el tener que prescindir de información menos detallada de las variables, nos llevó a optar por trabajar con la muestra completa de la EPA.

La especificación final del modelo queda recogida en la ecuación (1):

$$\text{Prob}(Y_{it} = 1) = \frac{1}{1 + e^{-\alpha - \beta_1 X_{ki} - \beta_2 \text{PIB}_j - \beta_3 I_j}} \quad (1)$$

con $i=1, 2, \dots, 112.209$ y $j=1, 2, \dots, 50$ donde X_{ki} hace referencia a las k variables explicativas relacionadas con las características personales para cada individuo i , PIB_j mide el crecimiento del PIB real durante los cinco años previos al análisis de la provincia j y I_j mide la tasa de inmigración registrada en la provincia j .

Las variables explicativas relacionadas con las características personales del individuo son el sexo, la edad (medida en número de años), el estado civil (soltero, casado, viudo y separado/divorciado) y el nivel de estudios (medido en años de estudio³). La información de estas variables procede, al igual que la definición de la variable endógena, de los microdatos de la EPA.

Por otro lado, para cubrir el objetivo de nuestra investigación es necesario incorporar una variable explicativa relacionada con el factor inmigración. Para ello se utiliza la tasa de inmigración provincial calculada como la proporción de inmigrantes extranjeros sobre la población nativa en cada provincia. Para la medición del número de inmigrantes extranjeros se ha trabajado con los datos del Padrón a 1 de enero de 2005⁴, incluyendo únicamente la inmigración económica, es decir, los inmigrantes procedentes de países en vías de desarrollo, con edades comprendidas entre los 15 y 64 años. Los datos de esta variable se incorporan en el modelo agregados a nivel provincial, por tanto la tasa de inmigración correspondiente a dos individuos residentes en la misma provincia será la misma. Bajo esta especificación, si existiera un impacto negativo de la inmigración sobre el empleo de los nacionales, podría esperarse a priori que un individuo perteneciente a una provincia con una elevada tasa de inmigración tuviera más dificultades para encontrar un puesto de trabajo, debido a la mayor competencia existente en el mercado laboral entre nacionales y población extranjera.

Ahora bien, tal y como se ha comentado anteriormente, el modelo así especificado

presenta un problema debido a que la población inmigrante no se distribuye aleatoriamente y tiende a concentrarse en aquellas zonas geográficas con mayor crecimiento económico y generación de empleo. Este hecho invalida cualquier intento de cuantificar el impacto de la llegada de inmigrantes extranjeros, ya que son las provincias que más empleo generan las que registran mayores tasas de inmigración, produciéndose dos fenómenos contrarios: por un lado, la probabilidad de encontrar empleo en una provincia con una elevada actividad económica será mayor por la propia dinámica del mercado laboral; y por otro lado, será menor por la competencia que generan los inmigrantes extranjeros. Para controlar este efecto se incorpora como variable explicativa adicional el crecimiento del PIB provincial en los cinco años previos al periodo de análisis⁵. Los datos de esta variable, agregados a escala provincial, se obtienen de la Contabilidad Regional de España publicada por el Instituto Nacional de Estadística.

Principales resultados

Los resultados de la estimación de la ecuación (1) quedan resumidos en el cuadro n.º 1, donde para cada variable explicativa figura el valor del coeficiente estimado, su desviación estándar y el efecto marginal calculado en los valores medios muestrales de las variables, el cual refleja el cambio en puntos porcentuales en la probabilidad estimada cuando la variable explicativa correspondiente se incrementa en una unidad, o bien cuando cambia de cero a uno en el caso de variables *dummy*. El modelo ha sido estimado para tres muestras diferentes: el primer trimestre de 2005, el primer trimestre de 2006 y una muestra conjunta que agrega las observaciones de 2005 y 2006. Las últimas filas del cuadro recogen

³ Elaboración propia realizada a partir de la Clasificación Nacional de Educación 2000.

⁴ Se ha preferido la utilización de esta fuente estadística frente a los datos de la EPA debido a que el carácter de encuesta de esta segunda podría estar incorporando un sesgo que, sin embargo, se reduce con el uso de datos registrados como son los extraídos del Padrón.

⁵ Se utiliza la tasa de crecimiento de los últimos cinco años como referente de un crecimiento sostenido que actúa de factor de atracción para la población inmigrante.

distintas medidas de bondad global del modelo. Es preciso señalar además que la estimación ha sido realizada con los datos ponderados por sus factores de elevación.

Como puede apreciarse en el cuadro n.º 1 todos los parámetros asociados a las variables explicativas relacionadas con las características personales del individuo en las estimaciones de las tres muestras resultaron estadísticamente significativas con un nivel de confianza superior al 99%. Atendiendo a los signos obtenidos en la estimación de los parámetros se observa que la probabilidad de encontrar empleo se reduce si el individuo es mujer y cuanto mayor es la edad, mientras que se incrementa cuanto mayor es el nivel educativo. Concretamente, los efectos marginales respectivos de la estimación correspondiente a la muestra completa 2005-2006, reflejan que la probabilidad de estar empleado se reduce en aproximadamente 0,13 puntos porcentuales cuando el individuo es una mujer. Este bajo valor del efecto marginal está relacionado con el hecho de que el peso en la muestra de las personas que no habiendo trabajado en el periodo t-1 se encuentran en situación de empleo en la semana de referencia frente a los que permanecen en situación de paro o inactividad es también pequeño. En relación con la edad, el efecto marginal muestra que un aumento de un año en la edad reduce la probabilidad de estar empleado en 0,03 puntos porcentuales y por tanto un aumento de la edad del individuo en cinco años reduciría la probabilidad de estar empleado en aproximadamente 0,15 puntos. Por su parte, un aumento de un año de estudio incrementa la probabilidad de estar empleado en 0,05 puntos, indicando por tanto que cinco años más de formación supondría un aumento de la probabilidad de encontrar empleo de unos 0,25 puntos porcentuales. Por su parte, la variable estado civil muestra que, tomando como nivel de referencia a los individuos solteros, se produce un aumento en

la probabilidad de encontrar empleo para aquellas personas que están casadas o separadas/divorciadas, lo que podría estar relacionado con la existencia de cargas familiares.

Por su parte, el parámetro asociado a la variable que mide el crecimiento del PIB a nivel provincial, resultó estadísticamente significativo en todas las estimaciones para un nivel de confianza superior al 99%, confirmándose, a través del signo del parámetro estimado, que aquellas provincias que registran un mayor crecimiento del PIB son en las que existe mayor probabilidad de encontrar empleo.

Por último, la variable objeto de análisis, la tasa de inmigración, resultó también estadísticamente significativa con un nivel de confianza superior al 99% en todas las estimaciones, si bien el signo asociado a dicha variable resultó diferente dependiendo de la muestra utilizada. Cuando se estima el modelo para los datos del primer trimestre de 2005 se obtiene un signo negativo, lo que estaría indicando que la probabilidad de encontrar un empleo para un individuo concreto se reduce si éste reside en una provincia con una elevada tasa de inmigración, en cuyo caso indicaría que existe un impacto negativo de la inmigración sobre las oportunidades de empleo de la población nativa.

Sin embargo, estos resultados no son extrapolables en el tiempo. De hecho al realizar la estimación del modelo para la muestra correspondiente al año 2006 se obtiene que el signo asociado al parámetro de la tasa de inmigración resulta positivo y significativo, indicando por tanto que existe una relación directa entre inmigración y probabilidad de encontrar un empleo. De nuevo, al estimar el modelo incluyendo ambas muestras, 2005 y 2006, se corrobora el signo positivo de la variable tasa de inmigración.

La incoherencia en los signos obtenidos entre las estimaciones muestrales de los años 2005 y 2006 está relacionada con dos

Cuadro n.º 1

Resultados estimación modelo logit**Variable endógena: Probabilidad de estar empleado en la semana de referencia habiendo estado parado o inactivo en el año anterior**

	Muestra EPA 2005.T1			Muestra EPA 2006.T1			Muestra EPA 2005.T1 y 2006.T1		
	Coeficiente	Desviación estándar	Efecto marginal	Coeficiente	Desviación estándar	Efecto marginal	Coeficiente	Desviación estándar	Efecto marginal
Sexo (1)	-0,4555 ***	0,0054	-0,0019	-0,2216 ***	0,0053	-0,0008	-0,3392 ***	0,0038	-0,0013
Edad (años)	-0,0705 ***	0,0003	-0,0003	-0,0689 ***	0,0002	-0,0002	-0,0695 ***	0,0002	-0,0003
Estado civil									
Soltero (2)									
Casado	0,7804 ***	0,0087	0,0029	0,8380 ***	0,0081	0,0027	0,8152 ***	0,0059	0,0029
Viudo	0,4441 ***	0,0242	0,0020	-0,9693 ***	0,0404	-0,0025	-0,0766 ***	0,0201	-0,0003
Separado / divorciado	1,0753 ***	0,0185	0,0072	1,5116 ***	0,0140	0,0113	1,3543 ***	0,0111	0,0104
Estudios									
(años de estudio)	0,1083 ***	0,0008	0,0004	0,1324 ***	0,0007	0,0004	0,1220 ***	0,0005	0,0005
Tasa inmigración (5)	-1,2399 ***	0,0468	-0,0048	2,5030 ***	0,0438	0,0084	0,7654 ***	0,0318	0,0029
Cto. PIB ult. 5 años (5)	1,1063 ***	0,0576	0,0043	0,7550 ***	0,0559	0,0025	0,9305 ***	0,0401	0,0035
Constante	-2,6800 ***	0,0155	-	-3,2696 ***	0,0151	-	-3,0018 ***	0,0108	-
Bondad global del modelo									
LR (3)	294.858,70			339.012,24			626.179,36		
Pseudo R2	0,1603			0,1708			0,1637		
N obs	56.479			55.730			112.209		
N obs. Pond. (4)	13.896.772			13.700.009			27.596.781		

Notas:

*** Parámetro estadísticamente significativo con un nivel de confianza superior al 99% ** Parámetro estadísticamente significativo con un nivel de confianza superior al 95%; * Parámetro estadísticamente significativo con un nivel de confianza superior al 90%.

Los efectos marginales se han calculado en los valores medios muestrales de cada variable. El efecto marginal mide cuánto cambia la probabilidad de encontrar empleo cuando la variable explicativa se incrementa en una unidad. En el caso de variables dummy, el efecto marginal mide el cambio en la probabilidad estimada cuando la variable cambia de 0 a 1.

(1) Hombre 0; Mujer 1

(2) Categoría de referencia

(3) El estadístico obtenido en el contraste de razón de verosimilitudes (LR) se define como $LR=2(\ln LSR - \ln LR)$ donde $\ln LSR$ y $\ln LR$ son los logaritmos de la función de verosimilitud del modelo sin restringir y restringido, respectivamente, donde el modelo restringido es aquel donde el valor de los coeficientes de todas las variables explicativas valen 0. La distribución de este estadístico bajo la hipótesis nula de cumplimiento de la restricción es una χ^2 con tantos grados de libertad como restricciones impuestas.

Fuente: Elaboración propia (EPA, Contabilidad Regional de España y Padrón 2005)

(4) Los resultados que se muestran se corresponden a la estimación realizada a partir de la muestra ponderada por el factor de elevación.

(5) Las variables tasa de inmigración y crecimiento del PIB están ambas medidas en tantos por uno.

Ceuta y Melilla no incluidas en el análisis por llevar asociadas elevados errores de muestreo.

Fuente: Elaboración propia (EPA, Contabilidad Regional de España y Censo de población 2005)

posibles explicaciones. La primera de ellas podría estar asociada con la crítica habitual que se hace a los trabajos que analizan el efecto de la inmigración sobre la situación laboral de la población nativa bajo una perspectiva regional, pues la población extranjera se concentra no aleatoriamente en aquellas regiones con mayor actividad económica y crecimiento del empleo, indicando por tanto que a pesar de haber incluido en el modelo el crecimiento del PIB provincial para controlar este efecto, la distribución no aleatoria de los inmigrantes no ha podido ser aislada por completo, en parte por las características del periodo muestral analizado. La estimación del modelo considerando un periodo temporal más amplio en el que puedan tenerse en cuenta situaciones expansivas del ciclo económico pero también otras situaciones de bajo crecimiento de la economía española, permitirá mejorar y concretar más los resultados obtenidos en esta primera aproximación.

Una segunda explicación está relacionada con la dudosa significatividad del parámetro asociado a la tasa de inmigración. Como ya se ha dicho, la especificación del modelo utilizado en este trabajo presenta el problema de mezcla de observaciones, siendo por ello sensible a la crítica realizada por Moulton en su célebre trabajo de 1990. Al mezclar observaciones de individuos y datos agregados por regiones, las desviaciones estándar de los parámetros quedan incorrectamente calculadas y por tanto los contrastes de significatividad se ven afectados. Por este motivo, en la siguiente sección se analiza en detalle la repercusión de la mezcla de datos micro y agregados sobre los resultados de la estimación.

5. INCORPORACIÓN DE LA CORRECCIÓN DE MOULTON A LOS RESULTADOS OBTENIDOS

De forma general, el problema identificado por Moulton en 1990 se plantea en mo-

delos de corte transversal o de datos de panel estimados por mínimos cuadrados ordinarios, cuando sobre las unidades que se están estudiando, (personas, trabajadores, familias, etc.), se incluyen, además de variables específicas de las anteriores unidades, variables agregadas sobre las características de sectores, provincias, países, etc. Intuitivamente es fácil admitir que las unidades que pertenezcan a una unidad de agregación o grupo (por ejemplo provincia) estén relacionadas con alguna de las variables incluidas en el modelo como explicativas, supongamos la tasa de crecimiento del PIB, pero también con otras variables omitidas o no observables que harán que la perturbación esté correlacionada dentro de cada grupo. Si las perturbaciones presentan correlación, ésta podría ser de la forma especificada por Moulton:

$$E(u) = \sigma^2 V = \sigma^2 [(1 - \rho) V_1 + \rho Z Z'] \quad (2)$$

siendo Z la matriz (nxj) de 0 y 1, que indica la pertenencia del individuo al grupo y la correlación intragrupo de la perturbación.

La existencia de correlación intragrupo tiene graves efectos sobre las estimaciones de las desviaciones estándar de los parámetros, ya que si bien los estimadores mínimo cuadráticos son insesgados, la matriz de varianzas de los parámetros no tiene la fórmula usual $Var(\beta) = \sigma^2 (X'X)^{-1}$, sino que la correcta expresión es:

$$Var(\beta) = \sigma^2 (X'X)^{-1} X'V(X'X)^{-1} \quad (3)$$

con lo que la aplicación de los habituales contrastes del estadístico t es incorrecta. Pero aún en el supuesto de que podamos estimar la varianza de β con la última expresión, si conocemos V , no podríamos utilizar su valor en el cálculo del estadístico t , ya que no se cumplen las hipótesis en base a las que se constituyó el contraste. Adicionalmente, no se cumple tampoco el que los estimadores MCO tengan varianza mínima y

el supuesto de independencia entre las x y la u debe ser confirmado. Este supuesto también es violado ante la más que probable endogeneidad de la variable tasa de inmigración, lo que obligaría a estimar el modelo por algún procedimiento que utilice variables instrumentales, es decir variables correlacionadas con la tasa de inmigración pero supuestamente incorrelacionadas con la perturbación aleatoria. Sin embargo, esta alternativa raramente es utilizada por la dificultad de encontrar instrumentos adecuados para la variable inmigración.

La literatura presenta varias soluciones a la posible existencia de correlación intragrupo. En primer lugar podríamos estimar las desviaciones estándar con el esquema propuesto por Moulton y analizar de forma más estricta la significatividad de los parámetros.

Otra solución, planteada por Bertrand, Duflo y Mullainathan (2004) entre otros, es colapsar los datos a nivel de grupo siempre que el número de estos sea suficientemente grande. Evidentemente al colapsar los datos podemos suponer que las perturbaciones son esféricas y que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios nos proporcionará estimadores insesgados y óptimos, pero perdemos información sobre el impacto a nivel de individuo de variables de interés.

En el contexto del modelo logit, la estimación se realiza por maximoverosimilitud y no por MCO, pero el problema derivado de la correlación de la perturbación aleatoria por agregación de observaciones se mantiene y en consecuencia los contrastes sobre los parámetros no son fiables. Algunos autores como Gius (1999) y Burg-

Cuadro n.º 2
Desviación estándar y estadístico t según la corrección de Moulton
Muestra EPA 2005.T1

	Coeficiente	Desviación estándar		t - Student		Significación estadística	
		Sin ajuste	Con ajuste	Sin ajuste	Con ajuste	Sin ajuste	Con ajuste
Sexo (1)	-0,0056	0,0001	0,0039	-87,4963	-1,4245	***	-
Edad (años)	-0,0006	0,0000	0,0001	-296,4263	-4,8259	***	***
Estado civil							
Soltero							
Casado	-0,0053	0,0001	0,0058	-56,2080	-0,9151	***	-
Viudo	0,0008	0,0001	0,0081	5,6971	0,0928	***	-
Separado o divorciado	-0,0033	0,0002	0,0139	-14,4683	-0,2355	***	-
Estudios (años de estudio)	0,0009	0,0000	0,0005	101,5688	1,6536	***	*
Tasa de inmigración (2)	-0,0156	0,0006	0,0340	-28,1003	-0,4575	***	-
Cto. PIB ult. 5 años (2)	0,0100	0,0007	0,0414	14,7926	0,2408	***	-
Constante	0,0479	0,0002	0,0119	247,9080	4,0360	***	***

*** Parámetro estadísticamente significativo con un nivel de confianza superior al 99% ** Parámetro estadísticamente significativo con un nivel de confianza superior al 95%; * Parámetro estadísticamente significativo con un nivel de confianza superior al 90%.

(1) Hombre 0; Mujer 1

(2) Las variables tasa de inmigración y crecimiento del PIB están ambas medidas en tanto por uno. Los datos ajustados se obtuvieron aplicando la transformación de Moulton (1990).

Fuente: Elaboración propia.

man (2002) pretenden solucionar este problema aplicando el esquema de Moulton (1990) a la estimación por maximoverosimilitud. Sin embargo, realmente no se trata de una solución sino más bien de establecer un nivel de exigencia mayor no contrastado. La expresión corregida de la desviación estándar de los parámetros en el modelo logit no se obtiene de forma fácil ni inmediata y aplicar las conclusiones y fórmulas derivadas en el contexto de un modelo lineal estimado por MCO sobre los resultados estimados en un modelo logit por máxima verosimilitud sin mayores garantías, no deja de ser una salida de emergencia.

En consecuencia hemos seguido un camino alternativo en dos etapas en el que, al menos, se cuestiona la importancia de las variables agregadas, es decir de las varia-

bles que presentan variación espacial entre provincias y no entre individuos. En la primera etapa se estima el modelo logit en su versión de modelo lineal de probabilidad por MCO, obteniendo conclusiones sobre signo y significatividad de parámetros iguales a las obtenidas en la estimación por máxima verosimilitud. En una segunda etapa aplicamos la transformación de Moulton sobre el modelo lineal y obtenemos así unas nuevas desviaciones estándar, más exigentes, y que nos permiten afirmar que la significatividad obtenida en los parámetros de las variables explicativas es, cuando menos, sospechosa (cuadros n.º 2, 3 y 4).

Como se observa de los cuadros n.º 2 al 4, tras realizar la corrección de Moulton, tan sólo el parámetro de la variable edad continúa siendo significativo en las tres mues-

Cuadro n.º 3
Desviación estándar y estadístico t según la corrección de Moulton
Muestra EPA 2006.T1

	Coeficiente	Desviación estándar		t - Student		Significación estadística	
		Sin ajuste	Con ajuste	Sin ajuste	Con ajuste	Sin ajuste	Con ajuste
Sexo (1)	-0,0056	0,0001	0,0039	-87,4963	-1,4245	***	-
Edad (años)	-0,0006	0,0000	0,0001	-296,4263	-4,8259	***	***
Estado civil							
Soltero							
Casado	-0,0053	0,0001	0,0058	-56,2080	-0,9151	***	-
Viudo	0,0008	0,0001	0,0081	5,6971	0,0928	***	-
Separado o divorciado	-0,0033	0,0002	0,0139	-14,4683	-0,2355	***	-
Estudios (años de estudio)	0,0009	0,0000	0,0005	101,5688	1,6536	***	*
Tasa de inmigración (2)	-0,0156	0,0006	0,0340	-28,1003	-0,4575	***	-
Cto. PIB ult. 5 años (2)	0,0100	0,0007	0,0414	14,7926	0,2408	***	-
Constante	0,0479	0,0002	0,0119	247,9080	4,0360	***	***

*** Parámetro estadísticamente significativo con un nivel de confianza superior al 99% ** Parámetro estadísticamente significativo con un nivel de confianza superior al 95%; * Parámetro estadísticamente significativo con un nivel de confianza superior al 90%.

(1) Hombre 0; Mujer 1

(2) Las variables tasa de inmigración y crecimiento del PIB están ambas medidas en tanto por uno. Los datos ajustados se obtuvieron aplicando la transformación de Moulton (1990).

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro n.º 4

**Desviación estándar y estadístico t según la corrección de Moulton
Muestra EPA 2005.T1 y 2006.T1**

	Coeficiente	Desviación estándar		t - Student		Significación estadística	
		Sin ajuste	Con ajuste	Sin ajuste	Con ajuste	Sin ajuste	Con ajuste
Sexo (1)	-0,0042	0,0000	0,0057	-90,7502	-0,7446	***	-
Edad (años)	-0,0007	0,0000	0,0002	-425,4691	-3,4908	***	***
Estado civil						***	
Soltero						***	
Casado	-0,0041	0,0001	0,0084	-59,9049	-0,4915	***	-
Viudo	0,0012	0,0001	0,0118	11,8718	0,0974	***	-
Separado o divorciado	0,0020	0,0002	0,0195	12,6157	0,1035	***	-
Estudios (años de estudio)	0,0011	0,0000	0,0008	170,7192	1,4007	***	-
Tasa de inmigración (2)	0,0090	0,0004	0,0492	22,3728	0,1836	***	-
Cto. PIB ult. 5 años (2)	0,0088	0,0005	0,0600	17,9341	0,1471	***	-
Constante	0,0456	0,0001	0,0172	323,5167	2,6543	***	***

*** Parámetro estadísticamente significativo con un nivel de confianza superior al 99% ** Parámetro estadísticamente significativo con un nivel de confianza superior al 95%; * Parámetro estadísticamente significativo con un nivel de confianza superior al 90%.

(1) Hombre 0; Mujer 1

(2) Las variables tasa de inmigración y crecimiento del PIB están ambas medidas en tanto por uno. Los datos ajustados se obtuvieron aplicando la transformación de Moulton (1990).

Fuente: Elaboración propia.

tras, mientras que el parámetro de la variable estudios resulta significativo con un nivel de confianza del 90% en la muestra del año 2005, y con un nivel de confianza del 95% en la muestra del año 2006, sin embargo no resultó significativo en el panel que agrega ambos periodos. Para el resto de variables, incluida la tasa de inmigración, los parámetros resultaron no ser estadísticamente significativos en ninguna de las muestras analizadas.

El análisis realizado en el apartado anterior, junto con los resultados obtenidos tras la corrección estadística del modelo especificado, nos conducen a afirmar que, hasta el momento y con los datos utilizados en la presente investigación, no existe evidencia empírica suficiente como para afirmar que la

inmigración esté generando un efecto negativo significativo sobre las oportunidades de empleo de la población nativa, resultado que corrobora los obtenidos en otras investigaciones empíricas realizadas tanto internacional como nacionalmente.

6. CONCLUSIONES

La inmigración es un fenómeno muy reciente en España y tiene unas características diferenciales respecto al resto de países desarrollados de acogida. En primer lugar, en muy poco tiempo, España ha pasado de ser un país emisor de emigrantes a ser un país receptor de inmigración. En segundo lugar, la llegada de población inmigrante a nuestro país se ha producido de forma muy

rápida y, en muy poco tiempo, se ha pasado de tener una tasa de inmigración muy poco significativa a alcanzar cifras similares a las de otros países de acogida con mucha mayor experiencia en el proceso. El cambio que produce la inmigración sobre las sociedades es de tal intensidad que existe un gran interés desde todos los ámbitos por analizar su impacto en los órdenes político, social y económico.

Desde el punto de vista económico, una de las cuestiones de interés al analizar los efectos de la inmigración en el país de acogida, es cómo afectará la llegada de población extranjera a la situación laboral de la población nativa. En este trabajo se pretende arrojar luz al caso español, analizando el efecto de la inmigración sobre la probabilidad de encontrar un empleo de la población nacional.

Con este fin se plantea un modelo econométrico de corte transversal a través del cual se analiza si en aquellas provincias donde existen elevadas tasas de población extranjera se produce una disminución de la probabilidad de encontrar un empleo para la población nativa. Para ello se plantea un modelo logit en el que la variable a explicar es la probabilidad de realizar la transición laboral desde la no ocupación (paro o inactividad) al empleo, estimándose a partir de microdatos procedentes de la EPA relativos a los años 2005 y 2006, utilizando la nueva EPA 2005 que incluye una serie de cambios metodológicos que impiden ampliar el periodo muestral para incluir datos anteriores a 2005. Dicha probabilidad se hace depender de características personales del individuo (sexo, edad, nivel de estudios, estado civil), de la tasa de inmigración y del crecimiento del PIB provincial en los últimos cinco años. La inclusión de esta última variable pretende controlar el hecho de que la población extranjera acude a aquellas regiones económicamente más dinámicas, pues en ellas la probabilidad de encontrar un empleo es mayor.

Los resultados obtenidos para el año 2005, muestran un impacto negativo de la inmigración sobre los procesos de búsqueda de empleo de la población nacional, mostrando que en aquellas provincias con mayores tasas de inmigración resulta más difícil para los nacionales encontrar un empleo. Sin embargo, la estimación del mismo modelo con datos del año 2006 arroja como resultado que en aquellas provincias donde mayor es la tasa de inmigración, mayor es la probabilidad de encontrar empleo. La estimación conjunta del panel para los años 2005 y 2006 confirma de nuevo el signo positivo de la variable inmigración.

Para tratar de explicar las diferencias en el signo del parámetro estimado en las distintas muestras alternativas hay que tener presente que el modelo estimado presenta el problema, identificado por Moulton en 1990, de que al mezclar datos de corte transversal individuales y datos agregados existe correlación intragrupo en la perturbación aleatoria, lo que genera, entre otros, problemas de ineficiencia en los estimadores. La corrección de este desajuste estadístico sobre los resultados de la estimación logit muestra la ausencia de significatividad estadística en algunos de los parámetros incluidos en el modelo, y más concretamente en el parámetro asociado a la variable de interés, la tasa de inmigración.

Del análisis aquí presentado puede deducirse que hasta ahora el impacto de la inmigración sobre la transición laboral de la población nativa a situaciones de empleo ha sido prácticamente nulo. No obstante, es preciso señalar que la información utilizada en este artículo presenta algunas limitaciones que deben ser tenidas en cuenta al considerar las conclusiones, pues de una parte sólo se ha analizado el periodo temporal 2005-2006 sin haber podido considerar como variable explicativa el efecto del cambio del ciclo económico, así como la imposibilidad de diferenciar en la transición hacia el empleo entre situaciones de partida

de paro o inactividad por la desaparición de las variables retrospectivas de la EPA a partir de 2005. Por ello, el análisis aquí presentado deberá ampliarse a medida que puedan incluirse situaciones menos expansivas del ciclo económico, pues esta situación en

que la inmigración afecta escasamente a la situación laboral de los nativos difícilmente podrá mantenerse en el futuro cuando el ciclo económico de la economía española se encuentre en una fase menos favorable.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALTONJI, J. y CARD, D. (1991): «The Effects of Immigration on The Labor Market Outcomes of Less-Skilled Natives», en: J.M. Abowd y R.B. Freeman (Eds.) *Immigration, Trade and Labor*, Chicago: University of Chicago Press.
- AMUEDO-DORANTES, C. y DE LA RICA, S. (2005): «Immigrants' Responsiveness to Labor Market Conditions and Its Implications on Regional Disparities: Evidence from Spain», IZA Discussion Papers 1557.
- ANTOLÍN, P. y BOVER, O. (1997): «Regional migration in Spain: The effect of personal characteristics and of unemployment, wage and house price differentials using pooled crosssections», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59 (2): 215-35
- ARELLANO, M. y BOVER, O. (2002): «Learning about migration decisions from the migrants: using complementary datasets to model intraregional migrations in Spain», *Journal of Population Economics*, 15: 357-380.
- BENTOLILA, S. (1997): «La inmovilidad del trabajo en las regiones españolas», *Papeles de Economía Española* 72: 168-176.
- BENTOLILA, S. (2001): «Las migraciones interiores en España», Documento de trabajo FEDEA nº 2001-07.
- BENTOLILA, S. y BLANCHARD, O. (1990): «Spanish unemployment», *Economic Policy*, 10: 233-265.
- BENTOLILA, S. y DOLADO, J.J. (1991): «Mismatch and internal migration in Spain 1962-86», en F. Padoa Schioppa (ed.), *Mismatch and labour mobility*, Cambridge: Cambridge University Press.
- BERTRAND, M., DUFLO, E. y MULLAINATHAN, S. (2004): «How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?», *Quarterly Journal of Economics*, 119 (1): 249-75.
- BORJAS, G. (1983): «The Substitutability of Black, Hispanic, and White Labor», *Economic Inquiry* 21 (1): 93-106.
- BORJAS, G. (1999): *Heaven's Door: Immigration Policy and the American Economy*. Princeton University Press.
- BORJAS, G., FREEMAN, R. y KATZ, L. (1996): «Searching for the Effect of Immigration on the Labor Market», *American Economic Review*, 86 (2): 246-51.
- BORJAS, G., FREEMAN, R. y KATZ, L. (1997): «How much do Immigration and Trade Affect Labor Market Outcomes», *Bookings Papers on Economic Activity*, 1:1-90.
- BOVER, O. y VELILLA, P. (1999): «Migrations in Spain: Historical background and current trends», Banco de España, Working paper 9909.
- BURGMAN, R. (2002): «An empirical examination of the influence of audit levels and tax policy on tax preparer usage by taxpayers», University of Florida, mimeo.
- CARD, D. (1990): «The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor Market», *Industrial and Labor Relation Review* 43(2): 245-257.
- CARD, D. (2001): «Immigrants inflows, native outflows, and the local labor market impacts of higher immigration», *Journal of Labor Economics*, 19 (1): 22-64.
- CARRASCO, R., JIMENO, J.F. y ORTEGA, A.C. (2004): «The Effect of Immigration on the Employment Opportunities of Native-Born Workers: Some Evidence for Spain», Documentos de trabajo Universidad Carlos III, Economic series 61.
- COHEN S., y PASERMAN, D. (2004): «Mass migration to Israel and natives' employment outcomes», IZA Discussion Papers 1319.
- DE NEW, J. P. y ZIMMERMANN, K. (1994): «Native Wage Impacts of Foreign Labor: A Random Effects Panel Analysis», *Journal of Population Economics* 7 (2): 177-192.
- DOLADO J.J., JIMENO, J.F. y DUCE, R. (1997): «Los efectos de la inmigración sobre la demanda relativa de trabajo cualificado vs poco cualificado: evidencia para España» *Cuadernos económicos de ICE*, 63: 11-29
- FIX, M., y PASSEL, J. (1994): *Immigration and Immigrants: Setting the Record Straight*. Washington D.C.: The Urban Institute.
- FRIEDBERG, R. y HUNT, J. (1995): «The Impact of Immigration on Host Country Wages, Employment and Growth», *Journal of Economic Perspectives* 9 (2): 23-44.
- GANG I., RIVERA-BATIZ, F.L. y YUN, M. (1999): «Immigrants and unemployment in the European Community: from the eyes of natives», IZA Discussion Paper 70.
- GIUS, M. (1999): «The Economics of the Criminal Behavior of Young Adults: Estimation of an Economic Model of Crime with a Correction for Aggregate Market and Public Policy Variables», *American Journal of Economics and Sociology* 58 (4): 947-957
- GREENWOOD, M. y MCDOWELL, J. (1986): «The Factor Market Consequences of U.S. Immigration», *Journal of Economic Literature* 24 (4): 1738-1772.
- GROSSMAN, J. (1982): «The Substitutability of Natives and Immigrants in Production», *Review of Economics and Statistics* 64 (4): 596-603.
- JAEGER, D. (1996): «Degrees Matter: New Evidence on Sheepskin Effects in the Returns to Education», *Review of Economics and Statistics* 78 (4): 733-740.
- MOULTON, B. R. (1990): «An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units», *Review of Economics and Statistics* 72 (2): 334-338.
- LALONDE, R. y TOPEL, R. (1991): «Labor Market Adjustments to Increased Immigration». En: ABOWD J. M. y FREEMAN, R. B. (Eds.), *Immigration, trade, and the labor market*. Chicago and London: University of Chicago Press, 1991, pp. 167-99.
- OCDE (2000): *Employment Outlook 2000*. París, julio.

- PISCHKE, J y VELLING, J. (1997): «Employment Effects of Immigration to Germany: an Analysis Based on Local Labor Markets», *Review of Economics and Statistics* 79 (4): 594-604.
- RÓDENAS, C. (1994): «Migraciones interregionales en España (1960-1989): cambios y barreras», *Revista de Economía Aplicada* 2 (4): 5-36.
- VENTURINI A. y VILLOSIO, C. (2002): «Are Immigrants Competing with Natives in the Italian Labour market? The Employment Effect», IZA Discussion Paper n° 467.
- WINKELMANN, R. y ZIMMERMANN, K. (1993): «Ageing, migration and labour Mobility», en JOHNSON, P. y ZIMMERMANN, K. F. (Eds) *Labour Markets in an Ageing Europe*, Centre for Economic Policy Research. Cambridge: Cambridge University Press
- WINTER-EBMER R. y ZWEIMÜLLER, J. (1999): «Do immigrants displace young native workers: The Austrian Experience», *Journal of Population Economics*, 12 (2): 327-340.