

# **CAMBIOS EN LA SITUACIÓN LABORAL DE LA POBLACIÓN ESPAÑOLA ANTE EL INCREMENTO DE LA INMIGRACION**

**Septiembre 2005**

**nº 12**

**Ainhoa Herrarte Sánchez  
Eva Medina Moral  
José Vicéns Otero**

La fuerte aceleración que ha registrado la entrada de inmigrantes en España durante los últimos años justifica la creciente preocupación sobre el impacto económico del fenómeno. El objetivo de la investigación que presentamos es, a partir de los datos de la Encuesta de Población Activa del primer trimestre de 2005, cuantificar el efecto de la entrada de inmigrantes en el mercado laboral español sobre los niveles de empleo nacionales. Para ello, se ha efectuado una aproximación econométrica, a través de la utilización de modelos de probabilidad LOGIT, para medir si la población inmigrante disminuye la probabilidad de encontrar empleo entre provincias, o aumenta la probabilidad de estar parado. Nuestra principal conclusión es que, con los datos disponibles y la situación que atraviesa la economía española, el impacto de la inmigración sobre el mercado laboral español es limitado y de baja intensidad, intensidad que aumenta entre la población de baja cualificación y edades entre los 20 y 40 años. Esta conclusión, al considerar la correlación intragrupo y la corrección de Moulton, es aún más limitada, pudiéndose afirmar que el impacto de la inmigración sobre el mercado laboral español no ha sido hasta la fecha significativo.

Palabras clave: Mercado laboral, inmigración, modelo de probabilidad logit, empleo nacional.

Códigos JEL: J61, C25

Edita:

Instituto L.R.Klein – Centro Gauss  
Facultad de CC.EE. y EE.  
Universidad Autónoma de Madrid  
28049 Madrid  
Teléfono y Fax: 914974191  
Correo Electrónico: [klein.gauss@uam.es](mailto:klein.gauss@uam.es)  
Página Web: [www.uam.es/klein/gauss](http://www.uam.es/klein/gauss)

ISSN 1696-5035

Depósito Legal: M-30165-2003

© Todos los derechos reservados. Queda prohibida la reproducción total o parcial de esta publicación sin la previa autorización escrita del editor.

## **I.- 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 ofrecen los países más desarrollados. El fenómeno de la inmigración es de tal intensidad que está cambiando y cambiará las sociedades en la forma en que han sido entendidas hasta el momento y es por ello que existe un interés creciente en analizar los impactos que tienen en los órdenes político, social y económico.

En general, todos los países desarrollados han acogido una elevada población trabajadora extranjera y su presencia se traduce en cifras muy significativas tanto sobre el conjunto de la población como sobre la población activa. Según datos del Census Bureau en el año 2003 en Estados Unidos había un total de 33,5 millones de personas nacidas en el extranjero, es decir un 11,2% de su población total. En Europa, y atendiendo a los datos ofrecidos por los correspondientes institutos de estadística de cada país, los porcentajes se elevan al 8,9% para Alemania, 8,4% para Francia, 3,5% para Italia y 7,2% para España en el año 2004, cifra que se ha situado en un 8,4% en el 2005.

Sin embargo, España como país desarrollado y con cerca de 40 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. 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 a España muestra una repentina y fuerte aceleración ya que en poco tiempo se ha pasado de cifras muy poco significativas a cantidades tan importantes que sitúan al país al mismo nivel que otros países de acogida con mucha mayor experiencia en el proceso. Así en 1981 el total de la población inmigrante era de 625.907 personas, un 1,7% de la población total, 18 años después, en 1999, el total de población extranjera era de 748.953 y el

porcentaje sobre población total 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, es decir un 7%, cifra que con los datos más actualizados de 2005 situarían a la población inmigrante en 3.691.547 de personas, es decir un 8,4% del total de la población. El proceso no ha concluido y las tensiones sociales y económicas que un incremento de esta magnitud genera están empezando a aflorar. Lo que otros países de nuestro entorno alcanzaron en décadas en España se ha registrado en pocos años.

Como consecuencia de lo anterior el nivel de irregularidad de la población inmigrante es muy elevado. Del total de inmigrantes 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, generándose una economía sumergida sin precedentes. En el momento actual el país ha llevado a cabo un proceso de legalización de inmigrantes y de sus ocupaciones laborales cuyos resultados inmediatos han sido positivos pero que habrá de transcurrir más tiempo para elevarlos a definitivos.

Las causas de la fuerte entrada de inmigrantes en España son fáciles de entender y podemos encontrarlas en que el país ha registrado en los últimos años un importante crecimiento económico, así como su proximidad geográfica con el norte de África y su proximidad cultural con Latinoamérica, posicionando al país como un lugar de acogida para la población emigrante de estas zonas menos desarrolladas.

Estos hechos se cristalizan en que la sociedad española plantea, por diferentes caminos, el que uno de los principales problemas a los que se enfrenta es la inmigración, su irregularidad, la posible inseguridad asociada a la misma<sup>1</sup> y su impacto económico. Entre estos problemas el impacto económico es actualmente uno de los temas más utilizados por defensores y detractores de la inmigración. Los primeros, argumentando sus beneficios sobre la demografía, los sistemas recaudatorios y el crecimiento; y los segundos, esgrimiendo los riesgos que amenazan sobre los salarios y los puestos de trabajo de la población nativa. Este último aspecto, por ser de gran importancia, es utilizado de manera poco formalizada y con datos poco contrastados por unos y otros, de la forma que más conviene en cada caso. Adicionalmente, la literatura internacional sobre el impacto de la inmigración en el mercado laboral

---

<sup>1</sup> El barómetro del CIS de febrero de 2005, sitúa como tercer problema de España la inmigración, entre un total de treinta tres posibles y detrás del paro y del terrorismo, con un crecimiento del 70% de su importancia en el último año.

no está exenta de controversia ya que no existe un acuerdo común entre los investigadores que han analizado el fenómeno en Estados Unidos y Europa, no siendo posible, ya no cuantificar, sino incluso afirmar empíricamente la existencia de una relación entre inmigración y salarios o empleo. Nuestro objetivo es arrojar luz al caso español, tratando de medir el impacto de la inmigración sobre el empleo 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.

En el trabajo que presentamos, se persigue estimar el impacto de la inmigración sobre el mercado laboral en España. Dado el fuerte y reciente crecimiento experimentado por el flujo de inmigrantes y la importancia de disponer de información actualizada y fiable, hemos optado por los datos de empleo y abandonado los datos de salarios. En España los datos de salarios no se refieren a personas sino a establecimientos y adicionalmente la muestra se establece sobre establecimientos con más de 500 trabajadores, establecimientos donde el impacto de la inmigración es menor. Por el contrario, los datos de empleo recogidos por la Encuesta de Población Activa resultan más adecuados dado su tamaño muestral, así como su elevada actualización y una mayor adecuación de la muestra.

A efectos de medir el impacto de la inmigración sobre el empleo, se ha efectuado una aproximación mediante modelos de probabilidad logit, tratando de establecer a partir del análisis de microdatos si la llegada de población inmigrante disminuye la probabilidad de encontrar empleo entre provincias, o aumenta la probabilidad de estar parado.

Un enfoque como el que aquí se realiza con datos provinciales ha sido cuestionado en diferentes trabajos en base a la posible movilidad de la población nativa ante la llegada de inmigrantes, lo que invalidaría el enfoque territorial al diluirse por toda la geografía el impacto de la inmigración. Por ello, partimos previamente de lo inapropiado de esta hipótesis en el caso español, ya que la población activa española se caracteriza actualmente por su falta de movilidad geográfica. Adicionalmente, otra de las críticas, quizás la más importante, se basa en la agrupación que se produce de la población inmigrante en las zonas con mayor crecimiento de empleo, lo que genera relaciones espúreas positivas entre inmigración y empleo, así como la falta de impacto sobre el paro o los salarios. Siendo conscientes de este problema, hemos encontrado una buena aproximación y una medida del impacto de la inmigración sobre la probabilidad de los nativos a encontrar empleo, consecuencia de que los niveles de inmigración en España son ya tan elevados

que afectan, en mayor o menor medida, a un elevado número de provincias y que los datos de la última encuesta de Población Activa muestran niveles muy elevados de inmigración en las provincias líderes en acogida. En el modelo, en un intento de recoger el efecto del incremento del empleo, se incluye una variable de crecimiento económico provincial que resulta significativa. Sin embargo, nuestra estimación debe considerarse como un mínimo de referencia ya que al existir la agrupación de inmigrantes antes mencionada, su efecto es infravalorar los resultados del modelo, así como el impacto de la inmigración.

Por último, es preciso señalar que desde el punto de vista del análisis econométrico, el modelo combina información de microdatos 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, en cuyo caso, debe admitirse que en la actual fase de crecimiento de la economía, el impacto de la inmigración en España no es significativo.

## **II.- 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/o los salarios. En general la mayoría de los estudios se han centrado en contrastar la existencia de una relación negativa entre salarios y el número o la proporción de inmigrantes, si bien con escaso éxito, ya que prácticamente casi todos los trabajos que nos ofrece la literatura económica y econométrica no ofrecen resultados que puedan avalar tal afirmación. En consecuencia, la evidencia empírica internacional no permite confirmar que el impacto de la llegada de población inmigrante sobre los salarios sea significativo y ni tan siquiera que tal relación exista.

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 y otros (1997) y Borjas (1999), pero en general se concluye que o bien no tiene efectos o bien que estos son muy pequeños, independientemente del tipo de datos, localización geográfica o incluso método de estimación utilizado. De hecho parece mantenerse una relación, señalada por varios autores, por la cual un incremento del porcentaje

de inmigrantes sobre la población activa de un 10%, sólo disminuye los salarios en menos de un 1%. No obstante, esta estimación no debe admitirse sin más para ningún mercado dada la falta de contrastación y menos aún para el caso de otros mercados de trabajo y en especial para el caso español, donde la movilidad de la mano de obra es muy inferior al caso americano y donde tampoco es comparable el cambio tecnológico.

Durante los años ochenta, y dada la concentración geográfica selectiva que mostraba la inmigración en cualquier país desarrollado, se investigó bajo el atractivo planteamiento de comparar para un mismo país la situación de las zonas y ciudades con alta concentración de inmigrantes con aquellas en las que la inmigración es baja, para de aquí inferir, el impacto del proceso migratorio sobre empleo y 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 es en base a estos estudios, referidos siempre a la realidad de Estados Unidos, que se concluye que el impacto es muy bajo e incluso nulo.

Uno de los trabajos más referenciado sobre el impacto de la inmigración sobre los salarios y que inicia un amplio debate político y académico, es el de Card (1990). En él se analiza la importante llegada de los inmigrantes cubanos, llamados marielitos, a Miami en 1980 y su impacto sobre los salarios y 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 impacto negativo sobre la población nativa, concluyéndose, una vez más, el escaso impacto. Card critica los estudios econométricos previos espaciales indicando que la concentración de inmigrantes se debe a las expectativas de crecimiento de las ciudades y a que la movilidad de los nativos entre ciudades pueden 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 inmigrantes y ha sido un argumento ampliamente utilizado para justificar la escasa relación entre salarios e inmigración. Sin embargo, tampoco todos los estudios son concluyentes sobre el impacto de la inmigración en la movilidad de los trabajadores y así Borjas, Freeman y Katz (1997) en un estudio obtienen correlaciones significativas entre estas dos variables mientras que en otro estudio más reciente de Card (2001) se concluye con datos de panel para diferentes ciudades que no existe tal relación.

Seguramente uno de los autores que más ha trabajado y estudiado la relación entre inmigración y salarios ha sido Borjas. En las conclusiones de uno de los trabajos más importantes del autor, por lo que tiene de recopilatorio, Borjas (1994), admite que la evidencia empírica disponible de una década anterior pintaba un cuadro muy optimista, al rechazar la existencia de impactos negativos de la inmigración sobre los salarios. Sin embargo defiende el análisis en el largo plazo donde en su opinión, todavía no contrastada, la inmigración alterará las oportunidades de trabajo de la población nativa y los costes de la seguridad social de varias generaciones.

En sus últimos trabajos, Borjas, Freeman y Katz (1996, 1997), Borjas (2001, 2003) critica los trabajos y modelos que utilizan datos espaciales debido a la distribución no aleatoria de la población inmigrante y la importancia que ejerce el crecimiento económico en la atracción de inmigrantes. Sin embargo, con datos agregados y eliminando las fuentes de variación espacial, tampoco sus resultados han sido muy satisfactorios, hasta su último trabajo de 2003, donde estima que el impacto generado por el incremento de un 10% de la oferta de trabajo, reduce entre un 3% y un 4% los salarios, cifras bastante más elevadas que las recogidas en trabajos anteriores.

Los estudios existentes para los países desarrollados de Europa no son muy diferentes y el trabajo de De New y Zimmermann (1994) para Alemania en la década de los ochenta obtiene resultados similares a los de Jaeger (1996) para Estados Unidos en la misma década, encontrando que la inmigración afecta negativamente a los trabajadores poco cualificados y positivamente a los más cualificados. En un estudio de Winkelmann y Zimmermann (1993) también se concluye que el impacto negativo de la inmigración sobre el desempleo para Europa es pequeño en el corto plazo y en el de Greenwood y McDowell (1986) que esta cortedad 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 de la inmigración sobre el empleo.

En los últimos años ha destacado como metodología empleada para cuantificar el impacto de la inmigración en el mercado laboral del país receptor la utilización de modelos econométricos de tipo logit y probit, los cuales permiten estimar la probabilidad de que un nativo cambie de situación laboral (pase de ocupado a parado o viceversa) utilizando como variable explicativa, entre otras, la tasa de inmigración.



En esta línea se encuentra el trabajo de Winter-Ebmer y Zweimüller (1999), donde se analiza el efecto del incremento de la inmigración en Austria sobre el riesgo de desempleo en los nativos masculinos jóvenes, segmento en el que existe mayor competencia laboral con los inmigrantes. En Gang, Rivera-Batiz y Yun (1999) se trata de examinar si la llegada de inmigrantes incrementa la probabilidad de desempleo entre los trabajadores nativos de la UE, desagregando la estimación de un modelo probit según clasificación del nivel educativo y grupos de edad. Cohen y Paserman (2002), también a través de la estimación de un modelo probit, estudian el efecto de la llegada de los inmigrantes de la Unión Soviética a Israel en la década de los noventa sobre el empleo de los nativos, planteando desagregaciones según el nivel educativo, tipo de ocupación, sector de actividad y distrito de residencia.

Otro de los trabajos en esta línea es el de Venturini y Villosio (2002), en el que se trata de cuantificar el impacto de la población inmigrante en el mercado laboral italiano. Estos autores, a través de un modelo probit, estiman dos especificaciones alternativas: un primer modelo en el que se analiza la propensión de que un nativo desempleado en el momento  $t-1$  en un determinado área pase a empleado en el momento  $t$ ; y un segundo modelo en el que la variable endógena mide la propensión de que un nativo empleado en el momento  $t-1$  en un determinado área pase a desempleado en el momento  $t$ . Las estimaciones se realizan únicamente para aquellos sectores de actividad con mayor concentración de población inmigrante: manufactura, construcción, comercio y transporte.

Los resultados de la estimación son comunes en todos los casos, no detectándose una evidencia clara sobre un efecto negativo de la llegada de inmigrantes sobre el mercado laboral autóctono. Este resultado se justifica por dos motivos: por un lado, el hecho de que los inmigrantes no se distribuyen aleatoriamente entre zonas y ciudades y tienden a agruparse en lugares de mayor crecimiento económico (Venturini y Villosio, 2002, Cohen y Paserman, 2002); por otro, debido a que los trabajadores nativos se trasladan a otras zonas o sectores ante el aumento de la oferta de trabajo producida por la inmigración (Winter-Ebmer y Zweimüller, 1999).

Tan sólo es posible detectar algún indicio de competencia entre inmigrantes y autóctonos en algunos segmentos de la población que, en general, se asocian con jóvenes (Cohen y Paserman, 2002) de un nivel educativo medio y bajo (Venturini y Villosio, 2004, Gang, Rivera-Batiz y Yun, 1999) y con trabajos estacionales (Winter-Ebmer y Zweimüller, 1999).

En España, Carrasco, Jimeno y Ortega (2004) con los datos de empleo de la Encuesta de Población Activa, que incluye la inmigración tanto legal como irregular, y los datos registrados en el INEM, que solo incorpora inmigración legal, plantean modelos alternativos de regresión lineal para medir la elasticidad del empleo nacional ante la llegada de empleo inmigrante, agrupando las observaciones en función de la edad, sexo, sector de actividad, nivel educativo y experiencia laboral. Los resultados muestran que existe un débil efecto negativo de la inmigración sobre la tasa de empleo de los nativos cuando se considera a la inmigración legal, el cual, sin embargo, se diluye cuando se trabaja con la inmigración total.

A modo de resumen de los trabajos más relevantes sobre inmigración y empleo, extraemos algunas de las conclusiones más significativas del trabajo de Vicéns (2005).

- *“No existe hasta el momento evidencia empírica suficiente como para afirmar con carácter general que la inmigración tiene un impacto negativo y significativo sobre los salarios en ninguna de las dos grandes zonas de recepción de población inmigrante, Estados Unidos y Europa.*
- *La contrastación empírica se agrupa en dos ramas fundamentales, la de los estudios espaciales con análisis de datos de corte transversal entre ciudades o zonas geográficas y la de los estudios con datos agregados a nivel nacional y variación temporal. En ambos casos la segmentación de la oferta por niveles de cualificación resulta conveniente.*
- *Se admite en general que los inmigrantes no se distribuyen aleatoriamente entre zonas y ciudades, y que se agrupan en lugares de mayor crecimiento económico dando lugar a correlaciones espúreas de signo positivo entre salarios y flujo migratorio. Este problema dificulta los análisis con datos de corte transversal.*
- *En economías abiertas y flexibles como la de Estados Unidos, los trabajadores nativos se trasladan a otras zonas o sectores ante el aumento de la oferta de trabajo producida por la inmigración. Este fenómeno de traslación hace que el impacto de la inmigración se produzca en todas las ciudades o áreas perdiendo intensidad a nivel global y no siendo posible aislarlo por la simple comparación de zonas geográficas.”*

### **III.- LA MOVILIDAD DEL FACTOR TRABAJO EN ESPAÑA**

La movilidad del factor trabajo constituye un mecanismo de ajuste imprescindible para corregir los desequilibrios del mercado de trabajo que acaban desembocando en altas tasas de desempleo en determinadas regiones geográficas. Si existe movilidad de la población, las regiones donde se incrementa la tasa de paro sufrirán procesos migratorios de su población hacia otras zonas geográficas donde las posibilidades de encontrar un empleo sean mayores.

En el caso específico del fenómeno de la inmigración, si ante la llegada de población extranjera y el consiguiente incremento de 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 se diluirá por toda la geografía nacional. Por ello, la modelización con datos espaciales o de corte transversal del impacto de la inmigración sobre los flujos del mercado de trabajo queda invalidada si el mercado objeto de estudio presenta una elevada movilidad de su población. Ante esta circunstancia surge la necesidad de verificar para el caso español la escasa movilidad del factor trabajo como paso previo a la estimación de un modelo con datos espaciales como el aquí presentado.

Como es sabido, la movilidad del factor trabajo es una característica que no se da por igual en todas las economías, dificultando consecuentemente el ajuste de sus respectivos mercados de trabajo y dando lugar así a grandes diferencias en las tasas de paro de unos países y otros. De hecho, uno de los argumentos para explicar el importante diferencial entre las tasas de paro de Estados Unidos y Europa se ha centrado precisamente en la falta de movilidad de los trabajadores en Europa, tanto externa como interna.

Según datos de la OCDE, en Estados Unidos, el 2.4% de la población cambia de lugar de residencia. En Japón, las cifras son muy similares -2,45% en 1995-. Sin embargo, en Europa la cifra de población que cambia su región de residencia es del 1,5% en promedio. Asimismo, dentro de Europa se registran también importantes diferencias: mientras que Italia y España aparecen como los países de la Unión Europea con menor movilidad de su población, en Dinamarca la movilidad de sus trabajadores supera incluso a la del resto de países de la OCDE. Con estos datos, la movilidad media europea, a pesar de ser baja, es 2,3 veces superior a la movilidad observada en España y comparando con Estados Unidos, la movilidad es 3,7 veces superior a la española. Adicionalmente, la evolución de los movimientos migratorios es dispar.

Mientras que en algunos países europeos como Suecia, Holanda, Reino Unido y Bélgica se ha observado un incremento en la movilidad de los trabajadores desde 1990, en Italia y España la movilidad no sólo es la más baja de la Unión Europea, sino que además muestra una tendencia decreciente (OCDE, 2000).

**Cuadro 1: % Migraciones internas sobre población total**

Países	1990	1995	1999
Alemania	1,1%	0,0%	-
Dinamarca	3,5%	3,6%	3,4%
Suecia	1,5%	1,6%	1,8%
Holanda	1,6%	1,6%	1,7%
Reino Unido	1,5%	1,7%	1,7%
Bélgica	1,2%	1,3%	1,3%
Austria (1)	-	0,9%	0,9%
España	0,7%	0,6%	0,6%
Italia	0,6%	0,5%	0,5%

Fuente: OCDE. (1) El dato de 1995 corresponde a 1996

La escasa movilidad de la población en España es un problema analizado en un buen número de trabajos. Bover y Velilla (1999), analizan la evolución y características de las migraciones en España –especialmente las internas– durante todo el siglo veinte, observando 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% (Bover y Arellano (2002)). Señalan asimismo que a partir de finales de los años setenta las regiones más pobres se convierten en receptoras de población inmigrante de las regiones más ricas. Esta característica del mercado de trabajo español es también señalada por Antolín y Bover (1997) y Ródenas (1994). La justificación a este cambio se encuentra, por un lado, en el importante aumento de la tasa de paro en todo el territorio nacional a partir de finales de los setenta, reduciendo la respuesta de la migración a las diferencias económicas entre regiones (Bentolila y Dolado, 1991) y, por otro lado, es la consecuencia del cambio en las razones que motivan la migración. En este sentido Antolín y Bover (1997) señalan que una parte importante de la población que emigra a partir de 1975-80 son personas con un elevado nivel formativo que buscan regiones donde mejorar su calidad de vida, encontrar una vivienda más barata y promocionar profesionalmente. Devillanova y García-Fontes (2004), analizando las migraciones internas entre provincias durante el periodo 1978-1992 a partir de los registros de la Seguridad Social, observan que las migraciones del periodo 1986-1992 están más estrechamente relacionadas con las oportunidades de empleo; así, los trabajadores se trasladan hacia zonas geográficas con un sector servicios más desarrollado, mayores salarios y mayor crecimiento del empleo. Coincidiendo con Antolín y Bover (1997), Ródenas

(1994) y Bentolila y Dolado (1991), observan también que la movilidad de los trabajadores es mayor entre los trabajadores de mayor cualificación, mientras que los trabajadores poco cualificados apenas reaccionan ante las diferencias provinciales en las tasas de paro.

En relación con los argumentos que explican la escasa movilidad de la población en España, Bentolila (2001) clasifica las causas en factores demográficos y factores institucionales. Entre los factores demográficos destaca el envejecimiento de la población, así como la mayor tasa de actividad femenina, que si bien debería incrementar la movilidad del mercado de trabajo, puede tener también efectos adversos, ya que las decisiones laborales adquieren una dimensión de pareja. Por su parte, los factores institucionales específicos de España han producido también un efecto negativo sobre los incentivos a la migración al actuar sobre las diferencias de renta de las regiones (descentralización política que dota a las Comunidades Autónomas de Gobierno y Parlamento propios, el incremento de las prestaciones sociales, el aumento de la duración y cobertura de las prestaciones por desempleo, la redistribución de la renta de las regiones más ricas a las más pobres, el sistema fiscal que ha bonificado la adquisición de viviendas, y la negociación colectiva que afecta al 90% de los asalariados y que ha perseguido reducir las diferencias salariales entre regiones). Juntos a estos factores, señala además la mayor importancia que tienen en los países de la zona mediterránea las instituciones no formales, como la familia o las redes personales, desincentivando el estímulo a la migración.

A pesar de la escasa movilidad geográfica de los trabajadores es España se ha producido un incremento de la misma en los últimos veinte años. Bover y Arellano (2002) analizan las causas que han influido sobre este incremento de la movilidad, encontrando que el precio de las viviendas ejerce una presión positiva sobre la movilidad, así como la existencia de un sector servicios con mayor peso relativo.

No obstante, el incremento de la movilidad señalado es todavía insuficiente como para permitir el ajuste macroeconómico requerido para un correcto funcionamiento del mercado de trabajo. Así, atendiendo a las cifras más actuales de movilidad para España derivadas de la Encuesta de Población Activa (primer trimestre de 2005), tan sólo el 0,69% de la población ha cambiado de provincia de residencia en el último año y esta cifra se reduce al 0,61% si sólo se tiene en cuenta la población española, siendo del 1.67% al considerar sólo a la población extranjera.

## **Cuadro 2: Población que ha cambiado de provincia de residencia en el último año diferenciado por nacionalidad**

	Ocupados			Parados			Inactivos			Población total		
	Española (*)	Extranjera	Total ocupados	Española (*)	Extranjera	Total parados	Española (*)	Extranjera	Total inactivos	Española (*)	Extranjera	Población total
<b>1996</b>	0,23%	0,25%	0,23%	0,39%	1,99%	0,40%	0,19%	0,47%	0,19%	0,23%	0,55%	0,23%
<b>1997</b>	0,19%	0,63%	0,20%	0,45%	0,77%	0,46%	0,17%	0,06%	0,17%	0,21%	0,39%	0,21%
<b>1998</b>	0,20%	1,24%	0,22%	0,34%	0,89%	0,35%	0,18%	0,66%	0,18%	0,20%	0,96%	0,21%
<b>1999</b>	0,19%	0,39%	0,20%	0,32%	1,50%	0,32%	0,12%	0,40%	0,12%	0,17%	0,49%	0,17%
<b>2000</b>	0,18%	1,12%	0,21%	0,35%	1,88%	0,40%	0,13%	0,68%	0,14%	0,17%	1,04%	0,19%
<b>2001</b>	0,19%	1,44%	0,25%	0,47%	2,43%	0,58%	0,12%	0,27%	0,13%	0,18%	1,20%	0,21%
<b>2002</b>	0,19%	1,46%	0,27%	0,37%	1,90%	0,49%	0,12%	0,44%	0,13%	0,17%	1,22%	0,22%
<b>2003</b>	0,21%	1,16%	0,28%	0,49%	2,77%	0,73%	0,12%	0,65%	0,14%	0,19%	1,22%	0,25%
<b>2004</b>	0,23%	1,18%	0,31%	0,56%	1,79%	0,70%	0,14%	0,87%	0,17%	0,21%	1,16%	0,27%
<b>2005.I</b>	0,59%	1,76%	0,71%	1,53%	2,45%	1,67%	0,51%	1,09%	0,54%	0,61%	1,67%	0,69%

(\*) Incluye población con doble nacionalidad (española y otra)

Fuente: Encuesta de Población Activa (metodología 2005)

A la vista de las cifras anteriores y los estudios sobre la movilidad de la población en España puede concluirse que la movilidad en España no es todavía significativa. Esta característica permite la utilización de datos provinciales para la estimación del impacto de la inmigración sobre el mercado laboral español.

#### **IV.- UN MODELO LOGIT SOBRE INMIGRACIÓN Y EMPLEO**

Si bien desde un punto de vista teórico queda justificada la existencia de un efecto negativo para la población nativa derivado del incremento de la oferta de trabajo ante la llegada de población extranjera, desde un punto de vista empírico no existe una evidencia clara al respecto. En este apartado se trata de verificar este hecho para el mercado laboral español. En concreto, se busca evidencia empírica sobre si la llegada de inmigrantes genera un efecto desplazamiento sobre el puesto de trabajo de los nacionales o dificulta la búsqueda de empleo a los mismos en aquellas provincias donde la tasa de inmigración es mayor.

Para ello, y en línea con la metodología empleada en otros estudios, Winter-Ebmer y Zweimüller (1999), Gang, Rivera-Batiz y Yun (1999), Cohen y Paserman (2004), Venturini y Villosio (2002), se trata de cuantificar a través de la estimación de un modelo econométrico si la entrada de inmigrantes en el mercado laboral del país de destino incrementa o reduce la probabilidad de que los autóctonos cambien su situación laboral, es decir, pasen de ocupados a parados (o inactivos) o viceversa. El estudio se plantea desde un punto de vista

transversal en el que se combinan microdatos con información agregada a nivel provincial.

El objetivo de la investigación posibilita que la especificación econométrica se lleve a cabo a través del 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, la metodología 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 se pueda interpretar como la probabilidad de ocurrencia de cada una de las alternativas de la variable endógena, ya que los valores estimados quedan siempre comprendidos dentro del rango de variación 0-1.

Dentro de la tipología de modelos logit, en este trabajo se utilizará la especificación de un modelo dicotómico, en el que la variable endógena a modelizar presenta dos únicas alternativas de respuesta, codificadas como 1 cuando ocurre el acontecimiento estudiado y 0 en caso contrario<sup>2</sup>.

#### **IV.1.- ESPECIFICACIÓN DEL MODELO ECONOMÉTRICO PARA EL MERCADO LABORAL ESPAÑOL**

Los datos de la investigación proceden de la Encuesta de Población Activa (EPA), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE), con periodicidad trimestral y dirigida a una muestra de 60.000 familias que equivalen a unas 200.000 personas. Frente a otras estadísticas del mercado laboral, una de las ventajas de la EPA es que incorpora información para el total de la población inmigrante independientemente de su situación administrativa (regular o irregular), lo que reduce el riesgo de sesgo en los resultados dadas las características de los inmigrantes residentes en España.

Se ha trabajado con los datos de la última encuesta publicada con información retrospectiva respecto a la situación laboral de los individuos,

---

<sup>2</sup> La especificación concreta del modelo Logit dicotómico se realiza a través de la siguiente expresión:

$$\text{Pr ob}(Y_i = 1) = \frac{1}{1 + e^{-b_k X_{ki}}} + e_i = \frac{e^{b_k X_{ki}}}{1 + e^{b_k X_{ki}}} + e_i$$

donde:  $Y_i$  representa la variable endógena;

$X_{ki}$  representan las variables explicativas;

$b_k$  son los parámetros asociados a cada una de las variables explicativas;

$e_i$  representa una variable aleatoria que se distribuye  $N(0, \sigma^2)$

primer trimestre del año 2005, que incorpora un cambio metodológico respecto a las anteriores publicaciones. Dicho cambio metodológico cumple el triple objetivo de mejorar el sistema de recogida de la información, incorporar nuevas variables de acuerdo con la normativa de la Unión Europea y, lo más importante cara a nuestro objetivo, incorporar el efecto que sobre el crecimiento de la población en España ha tenido el aumento del número de extranjeros, lo que confiere un mayor grado de fiabilidad en el cálculo de los coeficientes de elevación.

Para cubrir el objetivo de la investigación se plantean dos especificaciones alternativas: una primera con la que se trata de verificar si la llegada de extranjeros al país genera un efecto expulsión para los nacionales, es decir, una pérdida de su puesto de trabajo; y una segunda especificación con la que se trata de verificar si la llegada de inmigrantes dificulta la búsqueda de empleo entre aquellos nacionales que se encuentran en situación de paro o inactividad.

Para ello, la variable endógena se define de forma distinta en cada una de las especificaciones. En el primer caso mide la probabilidad de que un nacional pase de estar ocupado a parado (o inactivo) en el periodo temporal de un año, mientras que en el segundo caso mide la probabilidad de que un nacional pase de estar parado (o inactivo) a ocupado en el periodo temporal de un año, tal y como queda recogido en el cuadro siguiente.

### **Cuadro 2: Definición de las variables endógenas**

<b>Probabilidad de pasar de ocupado a parado (o inactivo):</b>	
1	si el individuo $i$ hace un año estaba ocupado y en la actualidad está parado (o inactivo)
0	si el individuo $i$ hace un año estaba ocupado y en la actualidad sigue ocupado
<b>Probabilidad de pasar de parado (o inactivo) a ocupado:</b>	
1	Si el individuo $i$ hace un año estaba parado (o inactivo) y en la actualidad está ocupado
0	Si el individuo $i$ hace un año estaba parado (o inactivo) y en la actualidad sigue parado (o inactivo)

La selección de las variables explicativas se realiza a partir de las características personales del individuo. Así, las variables explicativas incluidas en el modelo son el sexo, la edad, el estado civil (soltero, casado, viudo y separado o divorciado) y el nivel educativo (formación primaria o inferior, secundaria y terciaria). Para todas estas variables se trabaja con los microdatos de la Encuesta de Población Activa.



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 calculada como la proporción de inmigrantes sobre nativos. Para la medición del número de inmigrantes se trabaja con los datos del Padrón a 1 de enero de 2005, incluyendo únicamente la inmigración económica, es decir, los inmigrantes procedentes de países en vías de desarrollo. Los datos de esta variable se incorporan en el modelo agregados a nivel provincial. Bajo esta especificación es previsible a priori que un individuo perteneciente a una provincia con una elevada tasa de inmigración tenga más dificultades para encontrar un puesto de trabajo o para mantenerse en el mismo, debido a la mayor competencia existente en el mercado laboral entre nacionales e inmigrantes.

Ahora bien, tal y como se ha comentado anteriormente, el modelo así especificado presenta un problema debido a que los inmigrantes no se distribuyen aleatoriamente y tienden a concentrarse en aquellas zonas geográficas con mayor desarrollo económico y generación de empleo. Este hecho invalida cualquier intento de cuantificar el impacto de la llegada de inmigrantes, 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 o mantenerlo en una provincia con elevada actividad será mayor por la dinamicidad del mercado laboral; y por otro, será menor por la competencia que generan los inmigrantes. Para evitar este efecto se incorpora como variable explicativa el crecimiento económico del PIB entre los años 2000 y 2004<sup>3</sup>. Los datos de esta variable, agregados a nivel provincial, se obtienen de la Contabilidad Regional de España publicada por el Instituto Nacional de Estadística.

Con todo, y ajustándonos a la información disponible en la Encuesta de Población Activa, las variables explicativas finalmente seleccionadas para la estimación de los dos modelos econométricos alternativos se muestran en el cuadro 3.

---

<sup>3</sup> 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.

### **Cuadro 3: Variables explicativas seleccionadas**

Características personales del individuo (microdatos EPA)	
- Sexo	- Estado Civil
- Edad	- Nivel Educativo
Inmigración (desagregación a nivel provincial, Padrón de habitantes)	
- Tasa de inmigración	
Desarrollo económico de la provincia (desagregación a nivel provincial, Contabilidad Regional de España)	
- Crecimiento del PIB real entre los años 2000 y 2004	

La especificación final de los modelos planteados queda recogida a través de las siguientes expresiones,

$$\text{Pr ob}(Y_{ij} = 1) = \frac{1}{1 + e^{-a - b_k X_{ki} - d' \text{PIB}_j - q' I_j}} + e_i \quad (1)$$

con  $i = 1, 2, \dots, 200.000$  y  $j = 1, 2, \dots, 52$

$$\text{Pr ob}(Z_{ij} = 1) = \frac{1}{1 + e^{-a' - b'_k X_{ki} - d' \text{PIB}_j - q' I_j}} + e'_i \quad (2)$$

con  $i = 1, 2, \dots, 200.000$  y  $j = 1, 2, \dots, 52$

donde:  $Y_{ij}$  es la probabilidad de pasar de ocupado a parado (o inactivo) en el periodo temporal de un año  
 $Z_{ij}$  es la probabilidad de pasar de parado (o inactivo) a ocupado en el periodo temporal de un año  
 $X_{ki}$  hace referencia al valor que toma cada una de las variables explicativas relacionadas con las características personales para cada individuo  $i$ .  
 $I_j$  mide la tasa de inmigración registrada en la provincia  $j$  en la que se encuentra el individuo  $i$ .  
 $\text{PIB}_j$  mide el crecimiento económico entre 2000 y 2004 de la provincia  $j$  en la que se encuentra el individuo  $i$ .  
 $a, b_k, d, q$  y  $a', b'_k, d', q'$  son los parámetros asociados a cada una de las variables explicativas.  
 $e_i$  representa una variable aleatoria que se distribuye  $N(0, s^2)$

Dado que el efecto de la entrada de inmigrantes sobre el mercado laboral español tendrá mayor impacto en aquellos segmentos de la población asociados a una tasa de inmigración mayor, en los que el grado de competencia entre extranjeros y nacionales será más elevado, las estimaciones se plantean también para distintos niveles de desagregación en función del nivel educativo y la edad. También resultaría interesante la desagregación a nivel ocupacional y sectorial,

dado que al no presentar los inmigrantes una distribución homogénea en estas categorías<sup>4</sup> existirá mayor competencia entre nacionales y extranjeros en las ocupaciones o sectores con mayor concentración de inmigrantes. Sin embargo, al no trabajar con la EPA de flujos (todavía no publicada por el INE según la nueva metodología), no es posible conocer según la nueva EPA 2005 la ocupación o sector de actividad de los encuestados hace un año.

#### IV.2.- PRINCIPALES RESULTADOS PARA LA MUESTRA TOTAL

Los resultados obtenidos en la estimación de los dos modelos propuestos se muestran en el cuadro 4, en el que para cada variable explicativa figura el valor del coeficiente estimado así como el nivel de significación obtenido en el contraste estadístico de significatividad individual. En la última fila del cuadro se recogen las medidas de bondad global para cada uno de los modelos.

**Cuadro 4: Resultado de la estimación para la muestra total**

	Pasar de ocupado a parado (o inactivo) Prob( $Y_{ij}=1$ )		Pasar de parado (o inactivo) a ocupado Prob( $Z_{ij}=1$ )	
	Coeficiente	Nivel Significación	Coeficiente	Nivel Significación
<b>Constante</b>	0,4849	(0,0000)	-3,2616	(0,0000)
<b>Sexo</b>	0,6943	(0,0000)	-0,3771	(0,0000)
<b>Edad</b>	-0,0205	(0,0000)	-0,0661	(0,0000)
<b>Estado Civil</b>	-0,3111	(0,0000)	0,4132	(0,0000)
<b>Nivel educativo</b>	-0,3965	(0,0000)	0,3582	(0,0000)
<b>Tasa de inmigración</b>	-0,0269	(0,0000)	-0,0124	(0,0000)
<b>Cto. PIB (2004 s/ 2000)</b>	0,0204	(0,0000)	0,0113	(0,0000)
<b>Bondad global del modelo</b>				
Razón de verosimilitudes (*)		856.387		290.849
(nivel de significación)		(0,0000)		(0,0000)
% de aciertos		60,5		72,1
Nº observaciones		69.393		56.479

(\*) El estadístico obtenido en el contraste de razón de verosimilitudes (LR) se define como  $LR=2(\ln L_{SR} - \ln L_R)$  donde  $\ln L_{SR}$  y  $\ln L_R$  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  $X^2$  con tantos grados de libertad como restricciones impuestas.

Fuente: Elaboración propia

<sup>4</sup> Según los datos de la Encuesta de Población Activa para el primer trimestre de 2005 las ocupaciones en las que más se concentran los extranjeros son (Tabla 1 del Anexo) trabajadores no cualificados en servicios, trabajadores de los servicios de restauración, trabajadores de la construcción y peones de la agricultura; mientras que los sectores en los que tienden a concentrarse son (Tabla 2 del Anexo) construcción, actividades de los hogares, hostelería, industrias manufactureras, comercio y agricultura.

Como se deriva del cuadro 4 todas las variables explicativas relacionadas con las características personales del individuo, resultaron estadísticamente significativas con un nivel de confianza superior al 99% en las dos especificaciones propuestas. Los signos de los parámetros estimados para dichas variables resultaron coherentes con la teoría económica en ambas especificaciones.

Así, el signo obtenido para la variable sexo indica que es más probable en una mujer que en un hombre pasar de estar ocupada a parada (o inactiva), mientras que a su vez es menos probable en una mujer que en un hombre encontrar empleo. Atendiendo al signo obtenido para el parámetro estimado de la variable edad se observa que son las personas más jóvenes las que presentan mayor riesgo de pérdida de empleo, mientras que son las de más edad quienes tienen más dificultad para encontrar empleo.

Según el signo obtenido para el parámetro de la variable estado civil, son los casados, frente a los solteros, los que tienen menor probabilidad de quedarse en paro, y a su vez son también los que tienen mayor probabilidad de encontrar empleo (el estado civil indica la existencia de cargas familiares lo que justifica el signo de esta variable; las personas casadas, al tener una familia, son más conservadoras aceptando trabajos que de no tener dichas cargas puede que no aceptaran así como asumen menos riesgos para no perder su puesto de trabajo). Por último, en cuanto al nivel educativo se observa que la formación incrementa la probabilidad de encontrar empleo así como reduce el riesgo de perderlo.

La variable que mide el crecimiento del PIB a nivel provincial durante el periodo 2000–2004, también resultó estadísticamente significativa para un nivel de confianza superior al 99% en ambas especificaciones. En cuanto al signo del parámetro estimado, éste no resultó congruente con la teoría económica en el primer caso, ya que sería de esperar que aquellas regiones donde el crecimiento del PIB es mayor, la probabilidad de perder el puesto de trabajo fuera menor y sin embargo los resultados muestran que la mayor probabilidad de perder el puesto de trabajo se asocia con altas tasas de crecimiento. Sin embargo, para el modelo que mide la probabilidad de pasar de parado (o inactivo) a ocupado, sí se obtuvo un signo coherente con la teoría económica, ya que aquellas provincias que registran mayor crecimiento del PIB es en las que existe más probabilidad de encontrar empleo.

Por último, la variable de inmigración resultó también estadísticamente significativa en ambas especificaciones, con un nivel de confianza superior al

99%. El signo negativo obtenido en la primera especificación (probabilidad de pasar de ocupado a parado (o inactivo)) indica que es en las provincias donde mayor tasa de inmigración se registra, en las que menos probabilidad existe de perder el empleo. Este resultado rechazaría la hipótesis de que la entrada de inmigrantes en el mercado laboral genera un efecto expulsión sobre los nacionales.

Este resultado es, por otro lado, coherente con las peculiaridades del mercado laboral español, caracterizado por una elevada rigidez para la población nativa. Así, debido a los elevados costes que tiene para el empresario el despido, no es probable que un ocupado pase a desempleado. Esta característica del mercado laboral español justifica el hecho de que empíricamente no se detecte ningún efecto sobre el empleo de los nacionales ante la entrada de los inmigrantes en el mercado laboral<sup>5</sup>.

Sin embargo, sí se detecta un impacto de la llegada de inmigrantes sobre el empleo nacional cuando se trabaja con la segunda especificación (probabilidad de pasar de parado (o inactivo) a ocupado). Es decir, el signo negativo obtenido para la variable que mide la tasa de inmigración indica que en las provincias con mayor tasa de inmigración aumenta la dificultad de encontrar empleo para los nacionales. En concreto, a partir de los resultados estimados para este modelo, se cuantifica que un incremento del 10% en la tasa de inmigración genera una reducción en el número de nacionales que encuentran trabajo en torno al 0,4%. Si bien este dato puede resultar bajo, debe ser interpretado como un mínimo, dado que, como ya se ha comentado, la falta de aleatoriedad en la distribución geográfica de los inmigrantes dificulta cualquier medición del impacto, aún habiendo incluido en el modelo la variable explicativa del crecimiento del PIB provincial.

Por último, y atendiendo a la bondad global de los modelos estimados, se observa un mejor ajuste en la segunda especificación. Así, en este caso el porcentaje total de aciertos es superior frente al modelo que estima la probabilidad de pasar de ocupado a parado (o inactivo). Este resultado, unido a la incongruencia obtenida con el signo del parámetro de la variable que mide el crecimiento del PIB, invalida el uso del modelo con fines prácticos, por lo que en lo que sigue nos referiremos únicamente a la segunda especificación planteada (probabilidad de pasar de parado (o inactivo) a ocupado).

---

<sup>5</sup> Debido a esta circunstancia sería interesante la estimación del mismo modelo únicamente para los ocupados con contratos temporales, sin embargo el diseño de la Encuesta de Población Activa no resulta compatible con las exigencias metodológicas de la especificación Logit, por lo que no se puede realizar dicha estimación.

### **IV.3.- PRINCIPALES RESULTADOS PARA LA MUESTRA SEGMENTADA POR NIVEL EDUCATIVO Y EDAD**

Con el objeto de detectar los segmentos de la población española que están más expuestos al riesgo ante la entrada de extranjeros en el mercado laboral, se ha procedido a realizar la estimación del modelo que mide la probabilidad de pasar de parado (o inactivo) a ocupado segmentando la muestra por nivel educativo y edad. Atendiendo al nivel educativo, la muestra se ha segmentado en tres grupos según que el nivel de estudios terminados correspondiera a una formación primaria o inferior, secundaria y terciaria. Según la edad, la muestra se clasifica en 3 categorías: menores de 20 años, entre 20 y 40 años y mayores de 40 años. En las tablas 7 a 13 de los Anexos se muestran los resultados detallados obtenidos para las distintas estimaciones.

En primer lugar merece la pena destacar que no en todos los casos se obtuvieron resultados estadísticamente satisfactorios, tanto desde el punto de vista de la significatividad estadística individual, como en relación al signo de los parámetros estimados o a la bondad global de los modelos. Así, para la segmentación según el nivel educativo (columnas segunda, tercera y cuarta del cuadro 5), únicamente se obtuvieron resultados satisfactorios cuando se trabajó con el segmento de nivel de educación con formación primaria o inferior, mientras que en el caso de segmentación por edad (columnas quinta, sexta y séptima del cuadro 5), sólo para la categoría de 20 a 40 años, todas las variables explicativas resultaron estadísticamente significativas y los signos de los parámetros estimados resultaron congruentes con la teoría económica.

Son, por tanto, los segmentos de población con un nivel educativo bajo y edades comprendidas entre los 20 y 40 años donde más competencia existe en el mercado laboral entre nacionales y extranjeros. Este hecho confirma nuestra hipótesis de partida, según la cual la mayoría de los inmigrantes acceden a puestos de trabajo que se corresponden con un nivel formativo bajo, a pesar de que en promedio tienen un nivel de formación superior (en torno al 50% de los inmigrantes tienen estudios secundarios y terciarios). Por otro lado, el hecho de que el 70% de la población inmigrante (Tabla 4 del Anexo) se sitúe entre los 20 y 40 años, incrementa la competencia con los nacionales en este intervalo de edad.

En ambos segmentos poblacionales se obtiene un impacto mayor de la inmigración en el mercado laboral que cuando se estima el modelo para la muestra total. En concreto, ante un incremento de la tasa de inmigración del 10%, se registra una caída del 0,5% en el número de nacionales parados o

inactivos de baja formación que encuentran empleo, elevándose este porcentaje hasta el 1,3% cuando el segmento poblacional se refiere a los nacionales entre 20 y 40 años.

Con el objeto de cuantificar el efecto conjunto de las dos segmentaciones, nivel educativo bajo y edad comprendida entre 20 y 40 años, se ha realizado la estimación del modelo únicamente para este estrato poblacional, obteniéndose los resultados que aparecen en la última columna del cuadro 5. Todas las variables explicativas incorporadas en el modelo resultaron estadísticamente significativas, siendo los signos obtenidos para los parámetros estimados correctos en todos los casos.

**Cuadro 5: Resultados de la estimación segmentando por nivel educativo y edad**

	Pasar de ocupado a parado (o inactivo) Prob( $Z_i=1$ )						
	Nivel educativo			Edad			Primaria y 20-40 años
	Primaria	Secundaria	Terciaria	Menos 20	20 - 40	Más 40	
<b>Constante</b>							
Coeficiente	-2,3210	-2,3580	0,1339	12,4187	-3,2387	-5,8367	-2,4831
Nivel sig.	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,9807)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
<b>Sexo</b>							
Coeficiente	-0,6406	-0,0434	-0,0784	-0,6496	-0,5838	0,2482	-1,3958
Nivel sig.	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
<b>Edad</b>							
Coeficiente	-0,0764	-0,0426	-0,0863	-	-	-	-
Nivel sig.	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)				
<b>Estado Civil</b>							
Coeficiente	0,6618	0,0828	-0,1010	16,5472	0,0120	-0,6601	0,2361
Nivel sig.	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,9743)	(0,0563)	(0,0000)	(0,0000)
<b>Nivel educativo</b>							
Coeficiente	-	-	-	0,2714	0,1613	0,3826	-
Nivel sig.				(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	
<b>Tasa inmigración</b>							
Coeficiente	-0,0161	0,0179	-0,0259	0,0244	-0,0187	-0,0220	-0,0252
Nivel sig.	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
<b>Cto. PIB (04 s/ 00)</b>							
Coeficiente	0,0222	-0,0165	0,0017	-0,0101	0,0126	0,0266	0,0126
Nivel sig.	(0,0000)	(0,0000)	(0,1565)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0005)	(0,0000)
<b>Bondad global</b>							
Razón verosimilitud <sup>(*)</sup>	175.851	15.858	56.771	5.641	11.347	11.000	15.698
(Nivel sig.)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
% de aciertos	81,8	50,7	67,0	57,9	63,4	66,3	78,2
Nº observ.	44.805	7.006	4.668	5.808	7.473	43.198	3.121

(\*) El estadístico obtenido en el contraste de razón de verosimilitudes (LR) se define como  $LR=2(\ln L_{SR} - \ln L_R)$  donde  $\ln L_{SR}$  y  $\ln L_R$  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  $\chi^2$  con tantos grados de libertad como restricciones impuestas.

Nota: En sombreado se muestran las variables para las que no se obtuvo un resultado estadístico satisfactorio.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados confirman que es este segmento poblacional donde el impacto de la llegada de inmigrantes en la búsqueda de empleo de los nacionales es mayor. En concreto, ante el incremento de un 10% de la tasa de inmigración, se produce una caída en el número de nacionales con nivel educativo bajo y edad comprendida entre 20 y 40 años que pasan de estar parados o inactivos a ocupados del 1,6%. Esta ratio implica que de cada 100 nacionales parados o inactivos, con un nivel educativo bajo y edad entre 20 y 40 años, que encuentran empleo, aproximadamente 2 dejarán de hacerlo por la entrada de inmigrantes en el país.

#### **IV.4.- ANÁLISIS DE SIGNIFICATIVIDAD DE LOS PARÁMETROS: TRANSFORMACIÓN DE MOULTON**

En cualquier caso –tanto para la muestra total como en la muestra segmentada–, el escaso impacto cuantificado de la inmigración, no estaría en consonancia con la significatividad obtenida de los parámetros, por lo que es preciso señalar que la especificación utilizada presenta el problema de mezcla de observaciones y es sensible a la crítica que Moulton realiza en su célebre trabajo de 1990. De forma general este problema se plantea en modelos de corte transversal o de datos de panel, estimados por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), 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. A nivel intuitivo es fácil admitir que las unidades que pertenezcan a una unidad de agregación o grupo, por ejemplo provincia, estén relacionadas con la variable incluida en el modelo, supongamos la tasa de crecimiento, 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:

$$E(uu') = \sigma^2 V = \sigma^2 [(1-r)I_n + rZZ'] \quad (3)$$



siendo  $Z$  la matriz ( $n \times p$ ) de 0-1, indicando la pertenencia del individuo al grupo y  $r$  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,  $Var(\mathbf{b}) = \mathbf{s}^2 (\mathbf{x}'\mathbf{x})^{-1}$ , sino que la correcta expresión es:

$$Var(\mathbf{b}) = \mathbf{s}^2 (\mathbf{x}'\mathbf{x})^{-1} \mathbf{x}'\mathbf{V}\mathbf{x} (\mathbf{x}'\mathbf{x})^{-1} \quad (4)$$

con lo que la aplicación de los habituales contrastes  $t$  es incorrecta. Pero aún en el supuesto de que podamos estimar la varianza de  $\hat{\mathbf{b}}$  con la última expresión, si conocemos  $V$ , no podríamos utilizar su valor en el cálculo de la  $t$  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.

La literatura presenta varias soluciones a este problema. 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 ya que el número de estos es suficientemente grande, 50 provincias. 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 Burgman (2002) pretenden solucionar este problema aplicando el esquema de Moulton (1990) y elevando sin más el valor de la desviación estándar de los parámetros. 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 sin mayores garantías, no deja de ser una salida de emergencia.

Por todo lo expuesto proponemos un camino alternativo en dos etapas, un camino que permite verificar la significatividad de los parámetros en el contexto Logit. En la primera etapa se estima el modelo Logit por maximoverosimilitud y su versión en el modelo lineal de probabilidad por MCO. La comparación de los parámetros y la significatividad de los mismos nos indica, en nuestro caso, un evidente paralelismo entre las dos estimaciones. En una segunda etapa aplicamos la transformación de Moulton y obtenemos así unas nuevas desviaciones estándar de los parámetros, más exigentes y que nos permiten afirmar que mientras la edad y el nivel educativo resultan siempre significativas, el sexo deja de serlo en el modelo Logit y el estado civil en el modelo lineal. Pero lo realmente importante es destacar que la significatividad obtenida en los parámetros de las variables agregadas es sospechosa ya que realizada la corrección no se puede rechazar su nulidad. Por todo ello se puede afirmar que hasta el momento no existe evidencia empírica suficiente como para afirmar que la inmigración esté generando tensiones en el mercado laboral español.

## **V. CONCLUSIONES**

Las características propias del mercado laboral español dificultan cualquier intento de medición del impacto del incremento de población inmigrante sobre el empleo de los nacionales. En este sentido, no se detecta ningún efecto sobre el empleo por la llegada de población extranjera, siendo una posible causa la elevada rigidez del mercado laboral español.

Sin embargo, sí se detecta un impacto del incremento de la inmigración sobre los procesos de búsqueda de empleo. En concreto, es en aquellas provincias con mayor tasa de inmigración donde más dificultades encuentran los nacionales para encontrar empleo, de tal manera que cuando se incrementa un 10% la proporción de inmigrantes, disminuye la proporción de personas nativas que encuentran empleo en un 0,4%. Aún con todo, la cuantificación de este impacto resulta muy baja, en línea con trabajos anteriores. La principal justificación de este resultado se encuentra en la agrupación de inmigrantes en aquellas zonas geográficas donde se genera más empleo, y el ajuste a las mismas de la inmigración secundaria, es decir, mayor tasa de movilidad en la población inmigrante que en la nativa. Es por ello que nuestra estimación debe considerarse como un mínimo de referencia, ya que al existir la agrupación de inmigrantes en torno a áreas geográficas con elevado crecimiento de empleo, su efecto infravalora los resultados del modelo.

Por estratos poblacionales se observa que son los nacionales con un nivel de educación bajo (estudios primarios o inferiores) y edades comprendidas entre los 20 y 40 años los más expuestos al riesgo ante la entrada de los extranjeros en el mercado laboral.

El modelo Logit estimado para analizar la probabilidad de encontrar empleo estando en situación de paro o inactividad establece que, junto a las variables propias del individuo, influyen el crecimiento del PIB y el ratio de inmigrantes de cada provincia, sin embargo, cuando se efectúa una corrección de los contrastes de significatividad en la línea propuesta por Moulton, las variables a nivel agregado no influyen sobre la probabilidad de encontrar empleo, por lo que puede concluirse que con los datos disponibles hasta la fecha y la situación que atraviesa la economía española en el momento actual, el impacto de la inmigración sobre el mercado laboral es prácticamente nulo. 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 que la actual.

## **Referencias**

Altonji, J., y D. Card (1991): “*The Effects of Immigration on The Labor Market Outcomes of Less-Skilled Natives*”. J.M. Abowd y R.B. Freeman (Eds.) *Immigration, Trade and Labor*, Chicago: University of Chicago Press.

Antolín, P. y O. Bover (1997): “*Regional migration in Spain: The effect of personal characteristics and of unemployment, wage and house price differentials using pooled cross-sections*”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59 (2): 215-35

Barceló, C. (2001): “*Modelling housing tenure and labour mobility: An empirical investigation*”. 56th European Meeting of the Econometric Society, Lausana, agosto 2001.

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 J. Dolado (1991): “*Mismatch and internal migration in Spain, 1962-1986*”. Fiorella 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. (1990): “*Friends or Strangers: The Impact of Immigrants on the U.S. Economy*”. New York: Basic Books.

Borjas, G. (1994): “*The Economics of Immigration*”. *Journal of Economic Literature* 32 (4): 1667-1717.

Borjas, G. (1999): “*Heaven’s Door: Immigration Policy and the American Economy*”. Princeton University Press.

Borjas, G. (2000): “*The Economic Progress of Immigrants*”. George J. Borjas (ed.): *Issues in the Economics of Immigration*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 15-49.

Borjas, G. (2001): “*Food Insecurity and Public Assistance*”. JCPR Working Papers 243, Northwestern University/University of Chicago Joint Center for Poverty Research.

Borjas, G. (2003): “*The Labor Demand Curve is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on The Labor Market*”. *Quarterly Journal of Economics* 118 (14): 1335-1374.

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., R. Freeman, L. Katz (1997): “*How much do Immigration and Trade Affect Labor Market Outcomes*”. *Bookings Papers on Economic Activity*, 1:1-90.

Bover, O. y M. Arellano (2002): “*Learning about migration decisions from the migrants: using complementary datasets to model intra-regional migrations in Spain*”. *Journal of Population Economics*, 15: 357-380.

Bover, O. y P. Velilla (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 Labor Market*”. *Industrial and Labor Relation Review* 43(2): 245-57.

Card, D. (2001): “*Immigrants Inflows, Native Outflows, and the Local Labour Market Impact of Higher Immigration*”. *Journal of Labour Economics*, 19: 22-64.

Carrasco R., JF. Jimeno y AC. Ortega (2004): “*The effect of immigration on the employment opportunities of native-born workers: some evidence for Spain*”. Working Paper 04-61, Dpto. de Economía, Universidad Carlos II de Madrid.

Cohen S., y D. Paserman (2004): “*Mass migration to Israel and natives’ employment outcomes*”. IZA Discussion Papers 1319.

De New, J., K. Zimmermann (1994): “*Native Wage Impacts of Foreign Labor: A Random Effects Panel Analysis*”. Journal of Population Economics 7: 177-192.

Devillanova, C. y W. García-Fontes (2004): “*Migration across Spanish provinces: evidence from the social security records (1978-1992)*”. Investigaciones Económicas, 28 (3): 461-487.

Fix, M., y Passel, J. (1994): “*Immigration and Immigrants: Setting the Record Straight*”. Washington D.C.: The Urban Institute.

Friedberg, R., J. Hunt (1995): “*The Impact of Immigration on Host Country Wages, Employment and Growth*”. Journal of Economic Perspectives 9 (2): 23-44.

Gang I., F.L. Rivera-Batiz y M. Yun (1999): “*Immigrants and unemployment in the European Community: from the eyes of natives*”. IZA Discussion Paper 70.

Gil, L. y J. Jimeno (1993): “The determinants of labour mobility in Spain: who are the migrants?”. FEDEA Documento de Trabajo 9305.

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. (1997): “*Internal migration in developed countries*”. M. Rosenzweig y O. Stark (Eds.), Handbook of Population and Family Economics vol. 1A. Amsterdam: Elsevier Science.

Greenwood, M., J. McDowell (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.

Jimeno, J. y S. Bentolila (1998): “*Regional unemployment persistence (Spain, 1976-94)*”. *Labour Economics* 5 (1): 25-51.

Juarez, J.P (2000) “*Analysis of Interregional Labor Migration in Spain Using Gross Flows*”. *Journal of Regional Science* 40 (2): 377-398

Maza, A. y J. Villaverde (2004): “*Interregional Migration in Spain: A Semiparametric analysis*”. *The Review of Regional Studies* 34 (2): 156-171.

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*”. J. M. Abowd y R. B. Freeman (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, J. Velling (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.

Ródenas, C. y M. Martí (1997): “*¿Son bajos los flujos migratorios en España?*”. *Revista de Economía Aplicada*, 5 (15): 155-171.

Venturini A. y C. Villosio (2002): “*Are Immigrants Competing with Natives in the Italian Labour market? The Employment Effect*”. IZA Discussion Paper nº 467.

Vicéns, J. (2005): “*Impacto Económico de la Inmigración sobre el Mercado Laboral. Una revisión*”. Documento de trabajo Instituto L.R. Klein-Gauss nº 10.

Winkelmann, R, Zimmermann, K. (1992): “*Ageing, Migration and Labour Mobility, Labour Markets in an Ageing Europe*”. CEPR Discussion Papers 706.

Winter-Ebmer R. y J. Zweimüller (1999): “*Do immigrants displace young native workers: The Austrian Experience*”. *Journal of Population Economics*, 12 (2): 327-340.



**ANEXOS****Tabla 1: Distribución de la población extranjera residente en España según tipo de ocupación**

	<b>Porcentaje</b>
A Dirección de las AAPP y empresas de 10 o más asalariados	0,3
B Gerencia de empresas con menos de 10 asalariados	0,9
C Gerencia de empresas sin asalariados	1,2
D Profesiones asociadas a titulaciones de 2º y 3er ciclo	1,7
E Profesiones asociadas a una titulación de 1er ciclo	0,1
F Técnicos y profesionales de apoyo	3,1
G Empleados de tipo administrativo	3,4
H Trabajadores de los serv. de restauración y serv. personal	15,4
J Trabajadores de los servicios de protección y seguridad	0,2
K Dependientes de comercio y asimilados	3,0
L Trabajadores cualificados en la agricultura y en la pesca	2,6
M Trabajadores de la construcción	15,2
N Trabajadores cualificados de ind. extractivas, metalurgia, etc.	3,6
P Trabajadores cualificados de ind. de artes gráficas textil y confección	2,8
Q Operadores de instalaciones industriales	3,7
R Conductores y operadores de maquinaria móvil	2,2
S Trabajadores no cualificados en servicios	22,9
T Peones de la agricultura, pesca, construcción, industrias, etc.	17,7
Total	100

Nota: Se incluye en población extranjera únicamente los procedentes de países en vías de desarrollo y con edad comprendida entre 16 y 64 años.

Fuente: Encuesta de Población Activa – INE (Primer Trimestre de 2005)

**Tabla 2: Distribución de la población extranjera residente en España según sector de actividad**

	<b>Frecuencia</b>	<b>Porcentaje</b>
A Agricultura, ganadería, caza y selvicultura	107.010	6,8
B Pesca	1.830	0,1
C Industrias extractivas	4.454	0,3
D Industrias manufactureras	187.459	11,9
E Produc. y distrib. de energía eléctrica, gas y agua	1.199	0,1
F Construcción	368.418	23,5
G Comercio	140.437	9,0
H Hostelería	214.147	13,6
I Transporte, almacenamiento y comunicaciones	55.642	3,5
J Intermediación financiera	6.100	0,4
K Activ.inmobiliarias y de alquiler; servicios empresa	88.355	5,6
L Administración pública, defensa y seguridad social	5.276	0,3
M Educación	10.817	0,7
N Activ. sanitarias y veterinarias, servicios sociales	33.653	2,1
O Otras activ. sociales y de serv. prestados a la comunidad	42.708	2,7
P Actividades de los hogares	299.536	19,1
Q Organismos extraterritoriales	2.014	0,1
<b>Total</b>	<b>1.569.056</b>	<b>100,0</b>

Nota: Se incluye en población extranjera únicamente los procedentes de países en vías de desarrollo y con edad comprendida entre 16 y 64 años.

Fuente: Encuesta de Población Activa – INE (Primer Trimestre de 2005)

**Tabla 3: Distribución de la población extranjera residente en España según nivel de estudios**

	<b>Frecuencia</b>	<b>Porcentaje</b>
Analfabetos	60.893	2,7
Educación primaria	612.527	26,7
Primera etapa de secundaria	486.530	21,2
Segunda etapa de secundaria	737.735	32,2
Estudios superiores	394.198	17,2
<b>Total</b>	<b>2.291.883</b>	<b>100,0</b>

Nota: Se incluye en población extranjera únicamente los procedentes de países en vías de desarrollo y con edades comprendidas entre 16 y 64 años.

Fuente: Encuesta de Población Activa – INE (Primer Trimestre de 2005)

**Tabla 4: Distribución de la población extranjera residente en España según grupo de edad**

	<b>Frecuencia</b>	<b>Porcentaje</b>
Menores de 20 años	219.475	9,6
Entre 20 y 30 años	808.600	35,3
Entre 30 y 40 años	755.330	33,0
Entre 40 y 50 años	369.326	16,1
Mayores de 50 años	139.152	6,1
<b>Total</b>	<b>2.291.883</b>	<b>100,0</b>

Nota: Se incluye en población extranjera únicamente los procedentes de países en vías de desarrollo y con edad comprendida entre 16 y 64 años.

Fuente: Encuesta de Población Activa – INE (Primer Trimestre de 2005)

**Tabla 5: Resultado del modelo que estima la probabilidad de pasar de ocupado a parado (o inactivo) en el periodo temporal de un año**

**Variables en la ecuación**

		B	E.T.	Wald	gl	Sig.	Exp(B)
Paso 1 <sup>a</sup>	rsexo	,694	,001	260287,9	1	,000	2,002
	edad1	-,021	,000	92007,539	1	,000	,980
	eciv1	-,311	,001	62175,011	1	,000	,733
	restud	-,397	,001	363934,8	1	,000	,673
	invd5_nt	-,027	,000	45441,729	1	,000	,973
	PIB0400	,020	,000	17276,224	1	,000	1,021
	Constante	,485	,005	10924,862	1	,000	1,624

a. Variable(s) introducida(s) en el paso 1: rsexo, edad1, eciv1, restud, invd5\_nt, PIB0400.

**Tabla de clasificación**

Observado		Pronosticado			Porcentaje correcto
		Ocupado hace 1 año y parado o inactivo hoy			
		No seleccionado	Seleccionado		
Paso 1	Ocupado hace 1 año y parado (o inactivo) hoy	No seleccionado	9770120	6583132	59,7
		Seleccionado	958651	1784113	65,0
Porcentaje global					60,5

**Tabla 6: Resultado del modelo que estima la probabilidad de pasar de parado (o inactivo) a ocupado en el periodo temporal de un año**

**Variables en la ecuación**

		B	E.T.	Wald	gl	Sig.	Exp(B)
Paso 1 <sup>a</sup>	rsexo	-,377	,005	5361,233	1	,000	,686
	edad1	-,066	,000	94670,937	1	,000	,936
	eciv1	,413	,005	6404,671	1	,000	1,512
	restud	,358	,003	19944,143	1	,000	1,431
	invd5_nt	-,012	,000	699,960	1	,000	,988
	PIB0400	,011	,001	385,873	1	,000	1,011
	Constante	-3,262	,015	44328,500	1	,000	,038

a. Variable(s) introducida(s) en el paso 1: rsexo, edad1, eciv1, restud, invd5\_nt, PIB0400.

**Tabla de clasificación**

Observado		Pronosticado			Porcentaje correcto
		Parado (o inactivo) hace 1 año y ocupado hoy			
		No seleccionado	Seleccionado		
Paso 1	Parado (o inactivo) hace 1 año y ocupado hoy	No seleccionado	9874062	3852251	71,9
		Seleccionado	23958	146502	85,9
Porcentaje global					72,1

**Tabla 7: Resultado del modelo que estima la probabilidad de pasar de parado (o inactivo) a ocupado en el periodo temporal de un año. Segmentación de la muestra para un nivel educativo con formación primaria o inferior**

**Variables en la ecuación**

	B	E.T.	Wald	gl	Sig.	Exp(B)	
Paso 1	rsexo	-,641	,007	8337,339	1	,000	,527
	edad1	-,076	,000	99180,954	1	,000	,926
	eciv1	,662	,006	12683,692	1	,000	1,938
	invd5_nt	-,016	,001	614,112	1	,000	,984
	PIB0400	,022	,001	842,469	1	,000	1,022
	Constante	-2,321	,016	21744,950	1	,000	,098

a. Variable(s) introducida(s) en el paso 1: rsexo, edad1, eciv1, invd5\_nt, PIB0400.

**Tabla de clasificación**

Observado		Pronosticado			
		Parado (o inactivo) hace 1 año y ocupado hoy		Porcentaje correcto	
		No seleccionado	Seleccionado		
Paso 1	Parado (o inactivo) hace 1 año y ocupado hoy	No seleccionado	8896778	1977070	81,8
		Seleccionado	20941	69159	76,8
	Porcentaje global				81,8

**Tabla 8: Resultado del modelo que estima la probabilidad de pasar de parado (o inactivo) a ocupado en el periodo temporal de un año. Segmentación de la muestra para un nivel educativo con formación secundaria**

**Variables en la ecuación**

	B	E.T.	Wald	gl	Sig.	Exp(B)	
Paso 1 <sup>a</sup>	rsexo	-,043	,011	15,463	1	,000	,958
	edad1	-,043	,001	5880,665	1	,000	,958
	eciv1	,083	,013	38,000	1	,000	1,086
	invd5_nt	,018	,001	337,972	1	,000	1,018
	PIB0400	-,017	,001	175,284	1	,000	,984
	Constante	-2,358	,025	8963,656	1	,000	,095

a. Variable(s) introducida(s) en el paso 1: rsexo, edad1, eciv1, invd5\_nt, PIB0400.

**Tabla de clasificación**

Observado		Pronosticado			
		Parado (o inactivo) hace 1 año ocupado hoy		Porcentaje correcto	
		No seleccionado	Seleccionado		
Paso 1	Parado (o inactivo) hace 1 año y ocupado hoy	No seleccionado	854475	854432	50,0
		Seleccionado	7632	30229	79,8
Porcentaje global					50,6

**Tabla 9: Resultado del modelo que estima la probabilidad de pasar de parado (o inactivo) a ocupado en el periodo temporal de un año. Segmentación de la muestra para un nivel educativo con formación terciaria**

## Variables en la ecuación

	B	E.T.	Wald	gl	Sig.	Exp(B)
Paso 1 rsexo	-,078	,011	51,227	1	,000	,925
edad1	-,086	,001	12780,381	1	,000	,917
eciv1	-,101	,015	45,141	1	,000	,904
invd5_nt	-,026	,001	720,837	1	,000	,974
PIB0400	,002	,001	2,008	1	,156	1,002
Constante	,134	,027	23,954	1	,000	1,143

a. Variable(s) introducida(s) en el paso 1: rsexo, edad1, eciv1, invd5\_nt, PIB0400.

## Tabla de clasificación

Observado		Pronosticado			
		Parado (o inactivo) hace 1 año ocupado hoy		Porcentaje correcto	
		No seleccionado	Seleccionado		
Paso 1	Parado (o inactivo) hace 1 año y ocupado hoy	No seleccionado	759236	384321	66,4
		Seleccionado	6848	35653	83,9
Porcentaje global					67,0

**Tabla 10: Resultado del modelo que estima la probabilidad de pasar de parado (o inactivo) a ocupado en el periodo temporal de un año. Segmentación de la muestra para el grupo de edad menor de 20 años**

## Variables en la ecuación

	B	E.T.	Wald	gl	Sig.	Exp(B)
Paso 1 rsexo	-,650	,011	3777,133	1	,000	,522
eciv1	-16,547	513,139	,001	1	,974	,000
restud	,271	,008	1239,368	1	,000	1,312
invd5_nt	,024	,001	649,728	1	,000	1,025
PIB0400	-,010	,001	69,041	1	,000	,990
Constante	12,419	513,139	,001	1	,981	247373,1

a. Variable(s) introducida(s) en el paso 1: rsexo, eciv1, restud, invd5\_nt, PIB0400.

## Tabla de clasificación

Observado		Pronosticado			
		Parado (o inactivo) hace 1 año ocupado hoy		Porcentaje correcto	
		No seleccionado	Seleccionado		
Paso 1	Parado (o inactivo) hace 1 año y ocupado hoy	No seleccionado	763561	554023	58,0
		Seleccionado	17010	21804	56,2
Porcentaje global					57,9

**Tabla 11: Resultado del modelo que estima la probabilidad de pasar de parado (o inactivo) a ocupado en el periodo temporal de un año. Segmentación de la muestra para el grupo de edad entre 20 y 40 años**

**VARIABLES EN LA ECUACIÓN**

	B	E.T.	Wald	gl	Sig.	Exp(B)
Paso 1 <sup>a</sup> rsexo	-,584	,007	6223,689	1	,000	,558
eciv1	,012	,006	3,642	1	,056	1,012
restud	,161	,003	2315,573	1	,000	1,175
invd5_nt	-,019	,001	877,105	1	,000	,982
PIB0400	,013	,001	282,758	1	,000	1,013
Constante	-3,239	,022	21668,187	1	,000	,039

a. Variable(s) introducida(s) en el paso 1: rsexo, eciv1, restud, invd5\_nt, PIB0400.

**Tabla de clasificación**

Observado		Pronosticado			
		Parado (o inactivo) hace 1 año y ocupado hoy		Porcentaje correcto	
		No seleccionado	Seleccionado		
Paso 1	Parado (o inactivo) hace 1 año y ocupado hoy	No seleccionado	1208674	679619	64,0
		Seleccionado	48843	51317	51,2
Porcentaje global					63,4

**Tabla 12: Resultado del modelo que estima la probabilidad de pasar de parado (o inactivo) a ocupado en el periodo temporal de un año. Segmentación de la muestra para el grupo de edad mayor de 40 años**

**VARIABLES EN LA ECUACIÓN**

	B	E.T.	Wald	gl	Sig.	Exp(B)
Paso 1 <sup>a</sup> rsexo	,248	,012	424,717	1	,000	1,282
eciv1	-,660	,011	3741,884	1	,000	,517
restud	,383	,005	6250,874	1	,000	1,466
invd5_nt	-,022	,001	424,029	1	,000	,978
PIB0400	,027	,001	415,963	1	,000	1,027
Constante	-5,837	,035	27541,594	1	,000	,003

a. Variable(s) introducida(s) en el paso 1: rsexo, eciv1, restud, invd5\_nt, PIB0400.

**Tabla de clasificación**

Observado		Pronosticado			
		Parado (o inactivo) hace 1 año y ocupado hoy		Porcentaje correcto	
		No seleccionado	Seleccionado		
Paso 1	Parado (o inactivo) hace 1 año y ocupado hoy	No seleccionado	6976043	3544392	66,3
		Seleccionado	10276	21211	67,4
Porcentaje global					66,3



**Tabla 13: Resultado del modelo que estima la probabilidad de pasar de parado (o inactivo) a ocupado en el periodo temporal de un año. Segmentación de la muestra para el nivel educativo con formación primaria o inferior y edad comprendida entre 20 y 40 años**

## Variables en la ecuación

	B	E.T.	Wald	gl	Sig.	Exp(B)
Paso 1						
rsexo	-1,396	,011	15333,557	1	,000	,248
eciv1	,236	,008	917,312	1	,000	1,266
invd5_nt	-,025	,001	594,493	1	,000	,975
PIB0400	,013	,001	127,980	1	,000	1,013
Constante	-2,483	,024	10837,790	1	,000	,083

a. Variable(s) introducida(s) en el paso 1: rsexo, eciv1, invd5\_nt, PIB0400.

## Tabla de clasificación

Observado		Pronosticado			
		Parado (o inactivo) hace 1 año ocupado hoy		Porcentaje correcto	
		No seleccionado	Seleccionado		
Paso 1	Parado (o inactivo) hace 1 año y ocupado hoy	No seleccionado	661342	167914	79,8
		Seleccionado	21832	18936	46,4
	Porcentaje global				78,2