

XI ENCUENTRO DE ECONOMÍA APLICADA

Salamanca, 2007

*El “robo” de los empleos de los nativos por parte de los inmigrantes,
¿falacia o realidad?*

Lázaro Alquézar, Angelina*

Sánchez Sánchez, Antonio

Simón Fernández, Blanca

Universidad de Zaragoza

*Departamento de Estructura, Historia Económica y Economía Pública. Facultad de Derecho. Pedro Cerbuna, 12. 50009, Zaragoza. alazaro@unizar.es

1. Introducción

España ha pasado a formar parte del grupo de países desarrollados elegidos por los inmigrantes para asentarse en fechas muy recientes. Si en 1981 el total de la población inmigrante con permiso o tarjeta de residencia en vigor era de 625.907 personas, tan sólo un 1,7% de la población total, 19 años después, en 2000, la población extranjera ascendía a 895.720 individuos, un 2,2% respecto a la población total. Se trata de cifras poco significativas de la inmigración hasta finales de siglo, para dar inicio a un crecimiento ininterrumpido y espectacular de la inmigración. En los últimos seis años los extranjeros residentes han alcanzado, a 31 de diciembre de 2007, los 3.979.014 inmigrantes; es decir, 8,8% de la población total. En comparación con los datos de finales de 2006, la población inmigrante se ha incrementado en más de 31,68% (Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales).

Estas cifras ponen de manifiesto que la inmigración en España es un fenómeno nuevo, que se inicia en los 90, e intenso, ya que en poco tiempo se ha pasado de cifras muy poco significativas a cuantías relevantes, con cerca de un millón de extranjeros nuevos en el último año. De manera que podemos afirmar que España ha logrado en sólo unos pocos años lo que otros países de nuestro entorno tardaron décadas en conseguir (Herrarte *et al.*, 2005).

El fuerte crecimiento de los flujos migratorios ha motivado un interés prioritario por el análisis del proceso y sus consecuencias sobre las economías de los países de acogida. Tanto es así que los efectos económicos potenciales derivados de la inmigración constituyen uno de los temas más analizados en el contexto académico de las últimas décadas, tanto en Estados Unidos como en la Unión Europea. Respecto al impacto económico de la inmigración, pueden identificarse tres consecuencias principales de los movimientos de población internacionales (Coppel *et al.*, 2001).

Primero, el efecto de la inmigración sobre el mercado de trabajo del país receptor. Aunque se examinan tradicionalmente los efectos adversos de la inmigración sobre los niveles salariales y de empleo de los nativos, la inmigración puede tener un papel que desarrollar en términos de

reducir las estrecheces de cualificación en ciertos sectores de la economía del país huésped. Este hecho que anuncia la lógica económica es de suma importancia para el país de acogida ya que por este mecanismo se produce un abaratamiento del factor, una mayor demanda y, en consecuencia, un aumento de la producción y la renta del país. En segundo lugar, la inmigración es probable que repercuta sobre la posición presupuestaria del país receptor ya que difícilmente las cuantías recibidas por la población inmigrante a través de salud, educación y sistemas de bienestar se igualarán a los incrementos en la recaudación impositiva derivados de inmigración. En tercer lugar, se argumenta que la inmigración puede ser una solución al envejecimiento poblacional al que se enfrentan muchos países de la OCDE.

Por lo tanto, la teoría subraya los efectos beneficiosos de la inmigración en términos de demografía, los sistemas recaudatorios y el crecimiento económico. En relación con los perjudiciales, se argumenta acerca del riesgo sobre los salarios y los puestos de trabajo de la población nativa. Desde una perspectiva económica, el análisis de los efectos potenciales de la incorporación de trabajadores inmigrantes al mercado de trabajo nacional es la cuestión que suscita el mayor interés social.

En este contexto, el presente trabajo arranca con el objetivo principal de la estimación del impacto de la inmigración en el mercado español, entendido en términos del empleo de los nativos; es decir, determinar si los inmigrantes compiten con los nativos por los mismos puestos de trabajo pudiendo “robar” los empleos de los nacionales, lo que en la literatura internacional ha sido denominado “efecto desplazamiento” de los trabajadores nativos por los inmigrantes o “job robbing”. Si éste no fuera el caso, nos preguntamos en qué medida la incorporación de inmigrantes a la oferta de trabajo en el país haya podido ocasionar una mayor dificultad para acceder a un puesto de trabajo o unas menores oportunidades para los desempleados. En definitiva, se trata de determinar empíricamente si la llegada de inmigrantes a nuestro país ha generado efectos adversos sobre el empleo de los trabajadores nativos, entendiendo que dicho empeoramiento fruto de la competencia en el mercado laboral podría canalizarse a través de dos

manifestaciones: el efecto desplazamiento, para la población empleada, y la falta de efectividad para encontrar un empleo, para la población desempleada o inactiva.

En el siguiente apartado se presenta la selección y especificación del modelo econométrico que utilizar para dar respuesta al objetivo del estudio. En el tercero y el cuarto se presentan los resultados de las estimaciones. Por último, se ofrece un apartado de conclusiones.

2. Selección y especificación del modelo econométrico

El análisis empírico de cómo los flujos de inmigrantes afectan al mercado de trabajo del país de acogida se inicia en EEUU con el artículo seminal de Grossman (1982). Un cuarto de siglo después disponemos de una literatura considerable que ha tratado de estimar el impacto de la inmigración sobre la oferta de trabajo y/o los salarios de la población del país de acogida. La preocupación central ha sido cuantificar la reducción en los salarios, básicamente en Estados Unidos, dada la mayor flexibilidad del mercado laboral, y el efecto desplazamiento de los trabajadores nativos de sus trabajos por la inmigración, sobre todo en Europa, dadas las mayores rigideces del mercado de trabajo.

Podemos apreciar algunas conclusiones de este esfuerzo. Primero, que a pesar de que los estudiosos se han afanado por encontrar efectos negativos de la inmigración en el mercado laboral, en nuestros días existe la apreciación de que esos efectos, si existen, son reducidos (por ejemplo, Borjas, 2003; Angrist y Kugler, 2003; o Longhi *et al.*, 2005 y 2006). En su conjunto, la evidencia empírica pone de manifiesto que el impacto de la inmigración en el empleo (y también en los salarios) en los mercados de trabajo de los países receptores, ya sea en estados en Europa o en Estados Unidos “es mucho menor de lo que ampliamente se cree que debería ser” (Breucker *et al.*, 2005). Además, la falta de resultados negativos se ha atribuido a las deficiencias metodológicas de los análisis, contribuyendo al avance de la disciplina.

En los últimos años, la mayoría de los trabajos en Europa, preocupados por explicar la relación entre inmigración y empleo, han adoptado modelos econométricos de elección discreta que 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, el porcentaje o tasa de población inmigrante. Winter-Ebmer y Zweimüller (1994) en Austria, Gang *et al.* (1999) para la UE, Cohen-Goldner y Paserman (2004) para Israel, Venturini y Villosio (2002), para el mercado laboral italiano o el trabajo de Herrarte *et al.* (2005) para España aplican esta metodología más novedosa.

En el presente trabajo aplicamos una técnica afín para dar respuesta a la pregunta si la presencia de población extranjera en una provincia tendrá consecuencias negativas para el empleo autóctono en esa provincia, es decir, si afecta a la probabilidad de desplazamiento laboral, desde empleado a desempleado (parado o inactivo) y viceversa.

Una crítica presente en la literatura internacional se basa en que los análisis que estudian el impacto de la inmigración en el mercado laboral adoptando como criterio de clasificación de la población las áreas, o regiones, originan estimaciones sesgadas debido a la movilidad del capital y del trabajo entre áreas. Ésta es una hipótesis contexto-específica, más válida para países con gran movilidad de los factores productivos. Un conjunto de estudios han puesto de manifiesto que éste no es el caso en nuestro país. Por ejemplo, el análisis exhaustivo de Bentolila (2001) estudia las causas demográficas e institucionales que explican la movilidad laboral reducida, entre éstas últimas, el incremento en las prestaciones sociales, el aumento en la cobertura y la duración de las prestaciones por desempleo o la negociación colectiva que afecta al 90% de los asalariados y que ha perseguido disminuir las diferencias salariales regionales. Además, otras instituciones como la familia y las redes personales también reducen los incentivos al movimiento de personas en el territorio español. Si atendemos a la Encuesta de Población Activa (EPA) de primer trimestre de 2007, únicamente el 1,2% de la población en nuestro país ha cambiado de residencia durante el último año.

Por ello, parece que la movilidad del factor trabajo no constituye un impedimento insalvable para la adopción, como unidad muestral de análisis, en primer lugar, las provincias. Además, acudimos a una segunda unidad muestral, los individuos, cuyos microdatos están recogidos en la Encuesta de Población Activa del primer trimestre del año 2007. La EPA, elaborada de forma

trimestral por el Instituto Nacional de Estadística, constituye un panel rotante que se renueva por sextas partes, permaneciendo las viviendas selecciones seis trimestres consecutivos y que ofrece datos relevantes de una muestra amplia de trabajadores, nacionales y extranjeros, demográficos y de las características de sus puestos de trabajo; en concreto, se trata de una muestra de 60.000 familias u hogares que equivalen a aproximadamente 200.000 personas.

Con estos datos, los modelos econométricos apropiados para nuestros propósitos son los modelos de elección discreta, como los modelos de regresión logística tipo logit y probit. Ambas modelizaciones conducen a resultados próximos aunque difieren en las exigencias que imponen a la distribución de la variable dependiente, logística y normal, respectivamente y en la dificultad de interpretación de los resultados. Como ha señalado Greene (1990), es difícil justificar la elección de una u otra distribución con base teórica. Además, en la mayoría de las aplicaciones, la elección entre un modelo logit o probit no parece implicar muchas diferencias en términos los parámetros y las probabilidades estimadas. Siendo el modelo probit más complejo de interpretar, hemos optado por la elección de un modelo de regresión logística binomial tipo logit. Un modelo logit permite interpretar los resultados en términos de probabilidad de ocurrencia de los valores de la variable dependiente o categórica endógena, variable que contiene únicamente dos categorías de respuesta: valor 1 si ocurre el evento de interés y valor 0 en caso contrario.

Con ello, la especificación del modelo logit dicotómico adopta la expresión siguiente:

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

Donde:

Y_i representa la variable endógena,

X_{ki} representa las variables explicativas,

b_k representa los parámetros asociados a cada una de las variables explicativas

e_i representa una variable aleatoria que se distribuye $N(0, \sigma_i)$.

Si el objetivo del trabajo es analizar el impacto de la inmigración sobre el empleo de los nativos se requiere disponer de datos de la situación laboral de los nativos en el año previo ($t-1$) a fin de comparar con la situación en el año t . Para ello definimos dos variables dependientes, una para cada modelo especificado.

Modelo 1. Probabilidad de perder el empleo en el periodo temporal de un año por parte de los nacionales ocupados. La variable endógena Y_{ij} , cuyo comportamiento se pretende explicar, mide la probabilidad de que un individuo que en el año $t-1$ estuviese ocupado y que, en la actual, año t , esté parado (o inactivo). Es decir, mide la probabilidad de perder el empleo en el periodo de referencia.

Modelo 2. Probabilidad de encontrar empleo en el periodo temporal de un año por parte de los trabajadores nacionales no ocupados (parados e inactivos). En este caso, la variable endógena Y_{ij} mide la probabilidad de que un individuo que en el año previo, $t-1$, estuviese desempleado o inactivo y que en la actualidad, año t , esté ocupado. Es decir, mide la probabilidad de encontrar empleo en el año de referencia. Los valores que toman ambas variables dependientes en los dos modelos se recogen en la Tabla 1.

Tabla 1. La definición de las variables dependientes.

<i>Probabilidad de perder el empleo (pasar de ocupado a parado o inactivo)</i>	
1	El individuo i estaba ocupado hace un año y en la actualidad está parado o inactivo
0	El individuo i estaba ocupado hace un año y en la actualidad continúa ocupado
<i>Probabilidad de encontrar empleo (pasar de parado o inactivo a ocupado)</i>	
1	El individuo i estaba desempleado hace un año y en la actualidad está ocupado
0	El individuo i estaba desempleado hace un año y en la actualidad sigue desempleado o inactivo

Como puede apreciarse en la tabla, la variable endógena hace referencia a dos momentos distintos de tiempo. La EPA asigna al individuo en el primer trimestre de cada año, en nuestro

caso de 2007 o momento t , las categorías “ocupado”, “parado” e “inactivo”. A fin de conocer la situación laboral del individuo un año atrás (momento $t-1$) hemos acudido a la única pregunta retrospectiva del panel sobre la situación laboral del individuo encuestado. Se pregunta específicamente si el individuo en algún momento del año pasado “estaba realizando algún tipo de trabajo remunerado”, ya sea por cuenta propia o como asalariado. La anterior pregunta tiene dos alternativas de respuesta, sí y no. Si en el momento t el individuo responde que “sí” estuvo trabajando en algún momento de año pasado, se considera que estaba ocupado hace un año y si dice que “no” se considera que estaba desempleado o inactivo. Dicha pregunta se incorpora únicamente en la encuesta en el primer trimestre de cada año, de ahí la elección del primer trimestre de 2007 para el estudio.

Las variables explicativas que se incorporan en el modelo tienen que ver con las características individuales. En concreto, se consideran el sexo, la edad, el estado civil y el nivel educativo, todas ellas variables categóricas. La edad se ha agrupado en tres categorías: entre 20 y 40 años, de 40 a 50 años y de 50 a 65 años. Se han excluido, por lo tanto, aquellos individuos menores de 20 años y aquellos cuya edad sobrepasa los 65 años, a fin de contar con una muestra más homogénea entre las categorías. Atendiendo al mismo objetivo se ha agrupado la variable nivel de estudios en las categorías estudios primarios o menos, estudios secundarios y estudios superiores. Por último, la variable estado civil se ha mantenido en soltero, casado, viudo y separado o divorciado, es decir, sin ninguna agrupación.

Las anteriores son las variables endógenas y explicativas incorporadas en la estimación. Pero además, es necesario incorporar alguna variable indicadora de la presencia de población inmigrante para la segunda unidad muestral, es decir, las provincias. Ésta es una decisión relevante, que puede condicionar los resultados y/o conducir a estimaciones sesgadas. Se requiere incorporar una variable que explique la presencia de inmigrantes en las distintas provincias pero que no esté correlacionada con la situación en el mercado laboral, la situación de empleo o desempleo de los nativos. Hemos optado por incorporar la tasa de inmigración o porcentaje de población inmigrante sobre la población nativa retardada, en el año 2000

(Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales). La lógica de esta elección descansa en que los trabajos que intentan explicar la elección de los inmigrantes como país de destino, concluyen que un factor relevante es “el efecto llamada” de las redes, más incluso que otras consideraciones de carácter netamente económicas. Es decir, que los inmigrantes se ubiquen en aquellos entornos que fueron elegidos por otros inmigrantes de su mismo país aparece como uno de los factores decisivos en la determinación de los flujos de inmigración (Bartel, 1989; Dunlevy, 1991; García y López-Casasnovas, 2006). Además, es en el año 2000 cuando se produce el despegue de la inmigración en España. Entendemos entonces que la tasa de inmigración será un buen indicador instrumental de la presencia de población inmigrante en los años posteriores al no estar, además, correlacionada con las variables de interés de situación de empleo.

Para la medición del número de inmigrantes extranjeros se ha partido de datos del Anuario Estadístico de Inmigración (MTAS) a 31 de diciembre de 2000, incluyendo por lo tanto los inmigrantes residentes, es decir, con permiso de trabajo o residencia en vigor frente al marco más amplio de los inmigrantes empadronados. Los datos de esta variable se incorporan en el modelo agregados por provincias. Bajo este modelo, de existir un efecto negativo de la inmigración en el empleo de los nativos debido a la mayor competencia de la población inmigrante, podríamos esperar que los nativos tuviesen una mayor probabilidad de perder empleo en aquellas provincias con una mayor tasa de inmigración y que, en esas provincias, la probabilidad de encontrar empleo para los desempleados nacionales fuese menor.

Aunque creemos que esta es una decisión metodológicamente correcta, hemos incorporado además una variable que relaciona los contratos nuevos a trabajadores extranjeros en comparación con el número de contratos nuevos a la población nativa en una determinada provincia en 2006. Adoptamos esta variable de concentración de la inmigración esperando que en aquellas provincias en las que ha habido un mayor volumen relativo de contratación extranjera los efectos adversos sobre el empleo nacional hayan sido mayores.

Dado lo anterior, las variables que finalmente se incorporarán en los distintos apartados del estudio se recogen en la Tabla 2.

Tabla 2. La definición de las variables independientes.

<i>Variables de la unidad muestral individuos de la Encuesta de Población Activa</i>	
Sexo	Estado civil
Edad	Nivel de estudios
<i>Variables relativas a inmigración de la unidad muestral provincias</i>	
Submodelo A	Inmigración sobre población en el año 2000
Submodelo B	Contratos nuevos a inmigrantes sobre contratos nuevos totales en 2006

Las expresiones siguientes recogen la especificación final de los modelos.

$$Prob(Y_{ij} = 1) = \frac{1}{1 + e^{-a - b_k X_{ki} - d_j}} + e_i = \frac{e^{a + b_k X_{ki} + d_j}}{1 + e^{a + b_k X_{ki} + d_j}} + e_i$$

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

$$Prob(Z_{ij} = 1) = \frac{1}{1 + e^{-a' - b'_k X_{ki} - d'I_j}} + e'_i = \frac{e^{a' + b'_k X_{ki} + d'I_j}}{1 + e^{a' + b'_k X_{ki} + d'I_j}} + e'_i$$

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

Donde:

Y_{ij} representa la probabilidad de pasar de empleado a desempleado (o inactivo) en el periodo temporal de un año,

Z_{ij} representa la probabilidad de pasar de desempleado (o inactivo) en el periodo temporal de un año,

X_{ki} se refiere al valor que toma cada una de las k variables explicativas relacionadas con las características personales del individuo i ,

I_j mide la tasa de inmigración en la provincia j en que reside el individuo i en 2000 (Submodelo A) y la tasa de contratos nuevos a inmigrantes en relación con contratos nuevos a nativos en 2006 (Submodelo B),

a, b_k, d y a', b'_k, d' son la constante y parámetros asociados a cada una de las variables explicativas, y

e_i representa una variable aleatoria que se distribuye $N(0, \sigma_i)$.

3. Resultados para la probabilidad de perder empleo por parte de los nativos

Nos referimos en este apartado a los resultados del modelo que estima la probabilidad de perder empleo, bajo las dos definiciones de la variable de inmigración.

A) Probabilidad de perder el empleo con tasa de inmigración de 2000

Los resultados obtenidos bajo el Submodelo A se recogen en el Cuadro 1. Cada variable explicativa figura con el valor del coeficiente estimado (b) mediante el método de máxima verosimilitud, de modo que los coeficientes de la estimación hacen los datos “más verosímiles”. Se recogen además el error estándar de los coeficientes, el nivel de significación obtenido en el contraste estadístico de significatividad individual y $Exp(b)$ que indica el valor de la Odds-Ratio (OR), es decir, la probabilidad de tener el resultado o efecto evaluado, pérdida de empleo (o encontrar empleo) para el valor de la variable independiente en cuestión. Es relevante indicar que el modelo permite introducir variables categóricas y cuantitativas y asume que la distancia entre cada valor de la variable independiente es igual y que el cambio que se produce en la variable de respuesta es constante en cada modificación unitaria en la variable independiente. En las últimas filas del cuadro se recogen algunas de las medidas de bondad del ajuste para el modelo.

En primer lugar, se presenta la estimación de cuan verosímiles son los resultados obtenidos a partir de los parámetros estimados, teniendo en cuenta que estos parámetros son estimados por el método de máxima verosimilitud. Se utiliza $-2 \text{ Log Likelihood}$ (o razón de verosimilitudes LL) que mide hasta qué punto el modelo se ajusta bien a los datos y se define como $LL = 2(\ln LSR -$

ln LR), donde ln LSR y ln LR son los logaritmos de la función de verosimilitud del modelo sin restringir, que incluye sólo la constante con todos los demás coeficientes cero, y restringido o modelo final, respectivamente. La distribución de este estadístico es una χ^2 con tantos grados de libertad como restricciones tiene impuestas el modelo.

Además se incorpora otro estadístico que permite apreciar la contribución de cada variable a la explicación de la dependiente, el coeficiente de correlación parcial de Nagelkerke. Por último, se ofrece también el porcentaje global de aciertos debidos al modelo, es decir, el porcentaje de casos clasificados correctamente considerando la divergencia entre las observaciones de individuos declaradas y las predichas por el modelo.

Cuadro 1. Probabilidad de perder empleo (tasa de inmigración de 2000).

Variab les	b	Error estándar	Significación	Exp(b)
Constante	-2,544	0,002	0,000	0,079
Sexo (1)	0,798	0,002	0,000	2,222
Edad 20-40 años (*)			0,000	
40-50 años	-0,552	0,002	0,000	0,576
50-65 años	-0,033	0,003	0,000	0,967
Estudios Superiores (*)			0,000	
Primarios	1,226	0,003	0,000	3,409
Medios	0,797	0,002	0,000	2,218
Estado Civil Soltero (*)			0,000	
Casado	-0,478	0,002	0,000	0,620
Viudo	-0,666	0,007	0,000	0,514
Separado/Divorciado	-0,368	0,004	0,000	0,695
T. I. 2000	-0,048	0,000	0,000	0,953
Bondad global del modelo				

Razón de verosimilitud (**)	12444417
Nivel de Significación	(0,000)
R ² de Nagelkerke	0,075
% de aciertos	65,3
Número de observaciones	69.876
Muestra ponderada (2)	18.744.411

(1) Hombre = 0; Mujer = 1.

(*) Categoría de referencia.

(**) -2 Log de la verosimilitud o razón de verosimilitudes (LR)

(2) La estimación ha sido realizada a partir de la muestra ponderada por el factor de elevación de la EPA.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA (T1 2007) y MTAS.

Como puede observarse en el Cuadro 1 los parámetros asociados a las variables explicativas relativas a las características personales del individuo son estadísticamente significativos con un nivel de confianza superior al 99% ($p < 0,0001$) y atendiendo a los signos obtenidos en la estimación de los parámetros apreciamos que son acordes con las predicciones de la teoría económica. Así, la probabilidad de perder el empleo por parte de los nacionales es mayor si el individuo es mujer (dado que el coeficiente de la estimación es 0,798, con signo positivo, y la categoría de referencia es “hombre”). Respecto a la edad, la estimación pone de manifiesto que la probabilidad de cambiar la situación laboral de ocupado a inactivo o desempleado entre la población nacional es menor cuanto mayor es la edad, dado que la categoría de referencia es la población más joven, entre 20-40 años. La probabilidad de perder el trabajo o riesgo de desplazamiento afectaría a aquellos trabajadores con riesgo/peligro de pérdida de empleo por la competencia de trabajadores extranjeros y es previsible que este efecto sea mayor para los individuos jóvenes. Respecto al nivel educativo, las estimaciones del modelo evidencian que son aquellos individuos con estudios medios y superiores frente a aquellos con menor nivel educativo los que tienen una menor probabilidad de perder el empleo. Por último, y adoptando como categoría de referencia los individuos solteros, todos los demás estados civiles, casados, viudos y separados/divorciados poseen, según pronostica la estimación, una menor probabilidad de perder empleo. Menor riesgo de perder el empleo que podría estar vinculado a la existencia de cargas familiares en estos grupos de individuos.

Así como todos los parámetros estimados poseen los signos esperados siendo estadísticamente significativos, no ocurre lo mismo con la variable empleada para medir la competencia potencial de los inmigrantes en el mercado laboral. Habíamos adelantado que la entrada de inmigrantes en nuestro país conllevaría un efecto negativo sobre el empleo y esto habría de materializarse en un signo negativo en el coeficiente estimado para esta variable que indicaría que aumentos en la tasa de inmigración entre provincias acarrearía un aumento en la probabilidad de perder el empleo. Como se aprecia en el Cuadro 1, en las provincias donde se registra una mayor tasa de inmigración, existe menos probabilidad de perder el empleo (dado el signo negativo del parámetro). Este resultado rechaza la hipótesis mantenida a priori de que la entrada de emigrantes genera un efecto expulsión o desplazamiento de los trabajadores nativos.

Si nos fijamos en los indicadores de bondad global del modelo estimado (Tabla 3), quizá el que arroja mejores resultados sea el relativo al porcentaje de aciertos obtenidos por el modelo, habida cuenta de la divergencia entre casos observados y casos pronosticados, que se sitúa en un porcentaje global del 65,3%.

Tabla 3. Tabla de clasificación de la probabilidad de perder el empleo.

Observado		Pronosticado		
		Probabilidad de perder el empleo		Porcentaje correcto
		Sigue ocupado	Pierde empleo	
Probabilidad de perder el empleo	Sigue ocupado	11021380	5619336	66,2
	Pierde empleo	894074	1209621	57,5
Porcentaje global				65,3

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA (T1 2007) y MTAS.

A pesar de este resultado positivo, no podemos dejar de señalar el bajo poder predictivo del R^2 de Nagelkerke, tan sólo el 7,5% de la variación en la variable dependiente es explicada por las variables introducidas en el modelo.

B) *Probabilidad de perder el empleo bajo tasa de contratos nuevos a extranjeros sobre nativos en 2006*

Una crítica a la anterior estimación podría tener que ver con el hecho de que la tasa de inmigración empleada relativa a 2000 es demasiado retardada en el tiempo y que, con el transcurso de los años, resulte poco representativa de la inmigración en la actualidad. A continuación rehacemos el modelo considerando datos del año 2006, pero relativos a la presencia de inmigrantes en el mercado laboral, en términos del peso que representa la contratación nueva a extranjeros sobre la contratación a nativos.

Como puede observarse (Cuadro 2), bajo este segundo modelo se repiten los resultados anteriores, no afectando la elección de la variable que refleja el peso de la inmigración a las estimaciones. Es decir, que aunque podríamos esperar que un mayor peso de contratados extranjeros supusiera un mayor riesgo de pérdida de empleo para los nativos, no es éste el caso si atendemos al coeficiente estimado, -0,078. El coeficiente negativo indica que a mayor presencia de contratados extranjeros sobre nativos en las provincias españolas menor es la probabilidad de que los nativos pierdan su empleo, siendo el coeficiente estadísticamente significativo.

Cuadro 2. Probabilidad de perder empleo (contratos extranjeros / contratos nativos 2006).

Variables	b	Error estándar	Significación	Exp(b)
Constante	-2,445	0,003	0,000	0,086
Sexo (1)	0,797	0,002	0,000	2,219
Edad 20-40 años (*)			0,000	
40-50 años	-0,552	0,002	0,000	0,576
50-65 años	-0,031	0,003	0,000	0,964
Estudios Superiores (*)			0,000	
Primarios	1,219	0,003	0,000	3,383
Medios	0,794	0,002	0,000	2,212
Estado Civil Soltero (*)			0,000	
Casado	-0,474	0,002	0,000	0,623

Viudo	-0,664	0,007	0,000	0,515
Separado/Divorciado	-0,370	0,001	0,000	0,925
Contratos extranjeros/ nacionales	-0,078	0,000	0,000	0,031
Bondad global del modelo				
Razón de verosimilitud (**)	12.442.861			
Nivel de Significación	(0,000)			
R ² de Nagelkerke	0,075			
% de aciertos	83,6			
Número de observaciones	69.873			
Muestra ponderada (2)	18.744.411			

(1) Hombre = 0; Mujer = 1.

(*) Categoría de referencia.

(**) -2 Log de la verosimilitud o razón de verosimilitudes (LR)

(2) La estimación ha sido realizada a partir de la muestra ponderada por el factor de elevación de la EPA.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA (T1 2007) y MTAS.

Como puede apreciarse en el desarrollo anterior, las estimaciones no se ven afectadas, en términos de significatividad y de signos de los coeficientes, por la variable elegida para medir el impacto de la inmigración con lo que se corroboran éstos, contribuyendo a la robustez de los resultados. Y ello, a pesar de que la se trata de una variable netamente económica que define, de forma más precisa, la competencia efectiva de los inmigrantes en el mercado laboral.

4. Resultados para la probabilidad de encontrar empleo por parte de los nativos

Dado que las estimaciones anteriores no han permitido concluir que los trabajadores españoles hayan visto deteriorada su situación de empleo por la presencia de inmigrantes, analizamos a continuación si, al menos, los inmigrantes han dificultado la búsqueda de empleo de entre los que se hallaban en situación de desempleo o inactividad y bajo los dos modelos.

A) Probabilidad de encontrar empleo con tasa de inmigración de 2000

Bajo esta segunda especificación del modelo esperamos que los coeficientes de todas las variables empleadas en la estimación posean signos opuestos a la especificación anterior, es decir, que aquellas características individuales que presentaban mayor riesgo de pérdida de

empelo sean ahora las que indiquen ahora mayor dificultad para encontrarlo. Para la variable relativa a la inmigración se esperaría un signo negativo indicando que en las provincias con mayor tasa de inmigración, mayor será la dificultad para encontrar empleo. Se recogen en el Cuadro 3 los resultados de la estimación.

Cuadro 3. Probabilidad de encontrar empleo (tasa de inmigración de 2000).

Variabes	b	Error estándar	Significación	Exp(b)
Constante	-2,122	0,007	0,000	0,120
Sexo (1)	-0,353	0,006	0,000	0,703
Edad 20-40 años (*)			0,000	
40-50 años	-0,602	0,007	0,000	0,548
50-65 años	-1,995	0,011	0,000	0,136
Estudios Superiores (*)			0,000	
Primarios	-1,268	0,009	0,000	0,282
Medios	-0,520	0,006	0,000	0,595
Estado Civil Soltero (*)			0,000	
Casado	-0,215	0,007	0,000	0,806
Viudo	-0,799	0,032	0,000	0,450
Separado/Divorciado	0,302	0,013	0,000	1,353
T. I. 2000	0,024	0,000	0,000	1,024
Bondad global del modelo				
Razón de verosimilitud (**)	1337487			
Nivel de Significación	(0,000)			
R ² de Nagelkerke	0,112			
% de aciertos	83,3			

Número de observaciones	24.507
Muestra ponderada (2)	6.953.815

(1) Hombre = 0; Mujer = 1.

(*) Categoría de referencia.

(**) -2 Log de la verosimilitud o razón de verosimilitudes (LR)

(2) La estimación ha sido realizada a partir de la muestra ponderada por el factor de elevación de la EPA.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA (T1 2007) y MTAS..

Como podría esperarse la variable sexo presenta un signo negativo, que dada la categoría de referencia en el modelo, varón, indica que la probabilidad de haber encontrado empleo en el periodo de referencia es más reducida para las mujeres que para los hombres. Respecto a la edad, la probabilidad de abandonar la situación de desocupación o inactividad aumenta cuanto mayor es la edad del individuo, lo mismo que la probabilidad de encontrar empleo se incrementa cuanto mayor es el nivel educativo. Por último, la variable estado civil indica que, al tomar como categoría de referencia los solteros, se produce un aumento en la probabilidad de hallar un empleo en aquellas personas que son casadas y viudas, probablemente relacionada con la presencia de cargas familiares. No así para los separados/divorciados donde el comportamiento del coeficiente estimado indica que este colectivo, en relación con los casados, tiene una mayor probabilidad de encontrar empleo.

En último lugar, la variable objeto de interés que mide la presencia de población inmigrante es estadísticamente significativa ($p < 0,00001$) y con signo positivo, indicando, por lo tanto, que en aquellas provincias con una mayor presencia de población inmigrante en el año 2000 existe una mayor probabilidad de encontrar empleo en el periodo de estudio. Es decir, que nuevamente los trabajadores inmigrantes no suponen ningún riesgo para el empleo nativo, entendido ahora en términos la efectividad en el logro de un empleo.

Respecto a las medidas de bondad global del modelo estimado, observamos una mejora en los resultados respecto al anterior modelo. En términos de porcentaje de aciertos (ver Tabla 4), esta especificación permite clasificar correctamente al 82% de la muestra total de individuos y, si atendemos al coeficiente de determinación, R^2 de Nagelkerke, asciende en este caso hasta 11%.

Tabla 4. Clasificación de casos para la probabilidad de encontrar empleo en el Modelo A.

Observado		Pronosticado		
		Probabilidad de encontrar empleo		Porcentaje correcto
		Encuentra empleo	No encuentra	
Probabilidad de encontrar empleo	Encuentra empleo	4798178	993682	82,8
	No encuentra empleo	80590	81365	50,2
Porcentaje global				82,0

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA (T1 2007) y MTAS.

B) Probabilidad de encontrar empleo bajo tasa de contratos nuevos a extranjeros sobre nativos en 2006

Por último, se presentan en el Cuadro 4 los resultados del modelo que pretende cuantificar la probabilidad de encontrar empleo para la variable de inmigración en términos de los contratos nuevos relativos.

Cuadro 4. Probabilidad de encontrar empleo (contratos extranjeros / contratos nativos 2006).

Variables	b	Error estándar	Significación	Exp(b)
Constante	-2,122	0,007	0,000	0,120
Sexo (1)	-0,353	0,006	0,000	0,703
Edad 20-40 años (*)			0,000	
40-50 años	-0,602	0,007	0,000	0,548
50-65 años	-1,995	0,011	0,000	0,136
Estudios Superiores (*)			0,000	
Primarios	-1,268	0,009	0,000	0,282
Medios	-0,520	0,006	0,000	0,595
Estado Civil Soltero (*)			0,000	
Casado	-0,215	0,007	0,000	0,806
Viudo	-0,799	0,032	0,000	0,450

Separado/Divorciado	0,302	0,013	0,000	1,353
Contratos extranjeros/ nacionales	0,091	0,000	0,000	1,024
Bondad global del modelo				
Razón de verosimilitud (**)	1337487			
Nivel de Significación	(0,000)			
R ² de Nagelkerke	0,112			
% de aciertos	83,3			
Número de observaciones	24.507			
Muestra ponderada (2)	6.953.815			

(1) Hombre = 0; Mujer = 1.

(*) Categoría de referencia.

(**) -2 Log de la verosimilitud o razón de verosimilitudes (LR)

(2) La estimación ha sido realizada a partir de la muestra ponderada por el factor de elevación de la EPA.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA (T1 2007) y MTAS.

Como puede apreciarse, de nuevo los resultados se mantienen. Es decir, si un individuo vive en una provincia con una elevada tasa de inmigración, el impacto sobre las oportunidades de empleo de los trabajadores nativos es mayor o que existe una relación directa entre inmigración y probabilidad de encontrar empleo. Al igual que ocurría en la especificación anterior, la inmigración no sólo no afecta negativamente al mercado de trabajo sino que ocasiona efectos positivos; parece ser que los inmigrantes no son sustitutivos de los nacionales en el mercado laboral ni tampoco suponen una competencia por los puestos de trabajo sino que, más bien, son complementarios.

5. Conclusiones

La inmigración constituye uno de los temas más importantes en la economía global contemporánea. La elección de nuestro país como territorio de destino por parte de la población extranjera es un fenómeno que se inicia en los noventa del siglo pasado, no produciéndose un aumento acelerado de la inmigración hasta nuestro siglo. A pesar de que España se haya incorporado recientemente al conjunto de países receptores de inmigración, esto no es óbice

para que, en la actualidad, nuestro país sea uno de los preferidos por los extranjeros para asentarse. En definitiva, el fenómeno migratorio es reciente pero intenso.

Este contexto explica, de un lado, la escasez de trabajos empíricos españoles y, por otro, la preocupación creciente por comprender el fenómeno migratorio y sus consecuencias. En cuanto a las consecuencias económicas, el cómo afecta la inmigración al mercado laboral es la cuestión que recaba un mayor interés social. En un país como el nuestro caracterizado por un mercado de trabajo poco flexible podría esperarse que la variable del mercado de trabajo afectada por la presencia de trabajadores extranjeros fuera el empleo más que los salarios de los trabajadores nativos, así que no resulta extraño que la principal preocupación de los nacionales sea que los inmigrantes “roben” sus empleos o que se vean “desplazados” de sus puestos de trabajo. Nos hemos preguntado si la presencia de población inmigrante en nuestro país ha producido un efecto desplazamiento de los trabajadores nativos de sus puestos de trabajo o si, cuando menos, ha dificultado la búsqueda de empleo entre los desempleados, en el periodo 2006-2007 en un análisis por provincias.

Para dar respuesta a esta pregunta se ha optado por elegir un marco de regresión logística binomial con dos especificaciones para la variable dependiente. La primera mide la probabilidad de perder empleo por parte de un trabajador nacional mientras que en la segunda se cuantifica la probabilidad de que un individuo desempleado encuentre empleo entre los años analizados. La variable relevante para explicar la interacción entre inmigración y mercado de trabajo se ha incorporado bajo definiciones distintas; de manera que disponemos de varias estimaciones para cada uno de los dos modelos. Todas las variables explicativas individuales incluidas en los diferentes modelos son altamente significativas y tienen los signos esperados. La probabilidad de perder el empleo es mayor para las mujeres, menor para los individuos mayores en relación con los más jóvenes, menor para los individuos con mayor nivel educativo y para todos los individuos no solteros. Lo opuesto ocurre para la probabilidad de encontrar empleo.

Ahora bien, las variables que miden el impacto de la población inmigrante son de nuevo altamente significativas pero de signo opuesto al esperado si la inmigración hubiese ejercido un

efecto negativo. Los inmigrantes en nuestro país en el periodo de referencia no suponen un riesgo para los puestos de empleo de los nativos y tampoco dificultan la búsqueda de empleo entre los desempleados. Al contrario, los coeficientes estimados indican el efecto positivo de la inmigración en el mercado de trabajo de nuestro país, a mayor presencia de inmigrantes en las provincias, es menor la probabilidad de perder el empleo o mayor la probabilidad de hallar empleo para los desempleados.

Estos resultados no parecen acordes con la lógica teórica, pero tampoco resultan contraintuitivos. Primero por el marco institucional que define un mercado de trabajo de elevada rigidez y con baja movilidad del factor trabajo. En estas circunstancias, parece más difícil que un empleado nacional se convierta en desempleado. Segundo, un hecho no despreciable es la bonanza económica vivida en nuestro país en los años del estudio, lo que hace más razonables los resultados no negativos de la inmigración en el mercado laboral. Ello explicaría también el que los procesos de búsqueda de empleo tampoco se vean entorpecidos por la inmigración. Por todo lo anterior, parece justificable que no hayamos detectado ningún efecto negativo sobre el empleo de los trabajadores nativos ante la competencia de población inmigrante.

Nuestros resultados tampoco parecen sorprendentes en el campo de las estimaciones nacionales y, sobre todo, internacionales, que han sido consultadas. La evidencia en los países de nuestro entorno ha subrayado que, de existir, el influjo negativo sobre el empleo de los nativos es modesto. Pero además, no es atípica la literatura que ha hallado una correlación positiva entre inmigración y empleo. Por lo tanto, los trabajadores inmigrantes pueden haber sido complementarios de los nativos, no habiendo efecto sustitución, contribuyendo a la corrección de estreches en el mercado laboral y, con ello, a la producción y a la generación de empleo. De hecho parece que no sólo la inmigración no ha afectado negativamente al empleo sino que ha contribuido a un crecimiento económico impensable en ausencia de inmigración.

Una posible explicación de otra índole para los resultados de nuestro estudio es que en conjunto, los inmigrantes tienen poco efecto en el nivel agregado, pero que podrían generar consecuencias adversas en diferentes subgrupos de trabajadores nativos. Sin embargo, el análisis no ha

permitido contrastar esta hipótesis. Además, otra explicación adicional podría tener que ver con que los individuos nacionales no hayan perdido su empleo, pero que este empleo sea precario o de baja calidad. Se requeriría saber si algunos trabajadores nativos han pasado, por ejemplo, de un trabajo a tiempo completo a un trabajo a tiempo parcial. Intuimos que los efectos adversos de la inmigración tengan que ver más con estos factores y menos con la pérdida de empleo. Por último, es posible que otras variables no incorporadas en los modelos puedan ser responsables de los resultados obtenidos. Mientras no se disponga de mejores datos, desconocemos si la falta de consecuencias negativas de la inmigración se deba, en parte, a otras variables no incorporadas.

En general, hay pocas dudas sobre la inmigración y el mercado de trabajo en periodos de crecimiento económico riguroso. Los resultados y conclusiones del presente trabajo han de entenderse en este contexto temporal específico, de modo que será necesario analizar cómo afectará la llegada de trabajadores inmigrantes si se produce, en el futuro, una desaceleración o un cambio en la coyuntura económica. Por el momento, parece que la presunción de que los inmigrantes “roban” los puestos de trabajo de los nativos sigue siendo una falacia.

BIBLIOGRAFÍA

Angrist, J. y Kugler, A. (2003): “Protective or counter-productive? Labour market institutions and the effect of immigration on the EU natives”, *The Economic Journal* 113 (June): F302-F331.

Bartel, A. P. (1989): “Where Do the New United States Immigrants Live?”, *Journal of Labor Economics* 7, 371-391

Bentolila, S. (2001): “*Las migraciones interiores en España*”, Documento de trabajo FEDEA nº 2001-07.

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

Bruecker, H., Frick, J.R y Wagner, G.G. (2005): *Economic consequences of immigration in Europe*.

http://scholar.google.com/scholar?hl=es&lr=&as_qdr=all&q=cache:jjj0mu_F5R4J:www.lisproject.org/immigration/papers/wagner.pdf+Economic+consequences+of+immigration+in+Europe+Frick,+J.R+y+Wagner.

- Cohen-Goldner, S. y Paserman, M.D. (2004): *Mass Migration to Israel and Natives' Transitions from Employment*. IZA Discussion Paper 1319.
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=596962
- Coppel, J., Dumont, J.-C. y Visco, I. (2001): *Trends in immigration and economic consequences*. OECD Economics Department. Working Paper (284).
- Dunlevy, J. (1991): "On the Settlement Patterns of Recent Caribbeans and Latin Immigrants to the United States", *Growth and Change* 22, 54-67.
- Gang, I., Rivera-Batiz, F. y M. Yun (1999): *Immigrants and unemployment in the European Community: from the eyes of natives*. IZA Discussion Paper 70.
- García Gómez, P. y López-Casasnovas, G (2006): "Hipótesis sobre inmigración y bienestar", *Moneda y Crédito*, 2ª época, 222, 79-133.
- Greene, W. H. (1993): *Econometric analysis*, 4th Ed. New York : Macmillan.
- Grossman, J. (1982): "The Substitutability of Natives and Immigrants in Production", *Review of Economics and Statistics*, vol. 64, 596-603.
- Herrarte, A., Medina, E. y Vicéns, J. (2005): *Cambios en la situación laboral de la población española ante el incremento de la inmigración*. Documento de trabajo Instituto L.R. Klein-Gauss, nº 12.
- INE (varios años): *Encuesta de Población Activa*. www.ine.es.
- INE (varios años): *Padrón municipal de habitantes*. www.ine.es.
- Longhi, S., Nijkamp, P. y Poot, J. (2005): "A meta-analysis assessment of the effect of immigration on wages", *Journal of Economic Surveys* 19 (3): 451-.
- Longhi, S., Nijkamp, P. y Poot, J. (2006): *The impact of immigration on the Employment of natives in regional labour markets: a meta-analysis*. IZA DP No. 2044.
- Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (varios años): *Anuario Estadístico de Inmigración*. www.mtas.es.
- Pischke, J-S. 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.
- Venturini, A. y Villosio, C. (2002): *Are Immigrants Competing with Natives in the Italian Labour Market? The Employment Effect*. IZA Discussion Paper nº 467.

Winter-Ebmer, R. y Zweimüller, J. (1994): *Do immigrants displace native works? The Austrian experience*. CEPR Working Paper 991.