

Raquel Carrasco

Profesora titular del Departamento de Economía
de la Universidad Carlos III

Juan F. Jimeno

Jefe de la división de investigación del Banco de España
Banco de España, CEPR e IZA

Ana Carolina Ortega

Consultora
LECG Consulting Spain S.L.

LOS EFECTOS DE LA INMIGRACIÓN SOBRE LAS CONDICIONES DE LOS TRABAJADORES NATIVOS EN EL MERCADO DE TRABAJO Evidencia para España*

1. Introducción.
2. La inmigración en España: hechos estilizados.
3. Datos.
4. Enfoque empírico.
5. Resultados.
 - Inmigración y tasa de empleo de los trabajadores nacionales.
 - Inmigración y salarios.
6. Conclusiones.

* Trabajo basado en R. Carrasco, J. F. Jimeno y A. C. Ortega: "The effect of immigration on the labor market performance of native-born workers: Some evidence for Spain". *Journal of Population Economics*, en prensa.

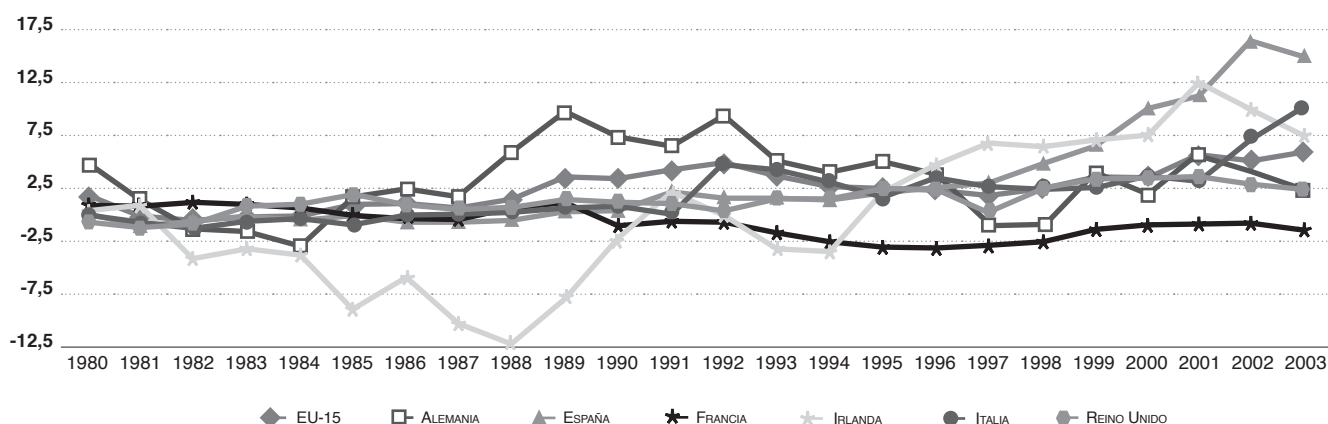
La abundante literatura existente sobre el impacto de la inmigración

1. INTRODUCCIÓN

en los mercados laborales de los países de acogida permite extraer dos conclusiones principales.¹ En primer lugar, resulta difícil encontrar evidencia favorable en línea con las predicciones del modelo competitivo convencional sobre el funcionamiento del mercado laboral, de acuerdo con el cual un aumento de la oferta de trabajo (provocada por la inmigración) conlleva un descenso en los salarios de los trabajadores autóctonos, en el caso de que haya flexibilidad de salarios frente a desplazamientos en la oferta y demanda de trabajo, o reduce su tasa de empleo si los salarios son rígidos. En segundo lugar, los resultados empíricos disponibles difieren según el país y período analizados, no pudiendo por tanto extraerse un conjunto de enseñanzas comunes en los diferentes casos objeto de consideración.

La mayoría de estas investigaciones utilizan procedimientos de contraste basados en el denominado “enfoque de las correlaciones espaciales”, en el cual se analizan las correlaciones existentes entre los salarios/tasas de empleo de los trabajadores autóctonos y la incidencia de la inmigración para varios mercados locales del país receptor. Generalmente,

¹ Véase, por ejemplo, Borjas (1994, 1999) y Friedberg y Hunt (1995).

GRÁFICO 1a. Inmigración neta en algunos países de la UE. Tasa por cada mil habitantes

Fuente: EUROSTAT (NEWCRONOS Database).

estas correlaciones espaciales sugieren que un aumento del 10% en la proporción de inmigrantes reduce el salario de los trabajadores autóctonos en un 1% como máximo.

Sin embargo, siempre que los factores productivos (trabajo o capital) presenten un cierto grado de movilidad entre los mercados locales objetos de análisis, las correlaciones espaciales no captarán de manera satisfactoria la sustitución existente entre inmigrantes y trabajadores nativos (véase Borjas, 1999). En efecto, los trabajadores autóctonos podrían abandonar aquellos mercados afectados por el *shock* de oferta de trabajo trasladándose a otros mercados no afectados por el mismo. Igualmente, es posible que las empresas se instalen en aquellos mercados donde ha habido una bajada de salarios o que los propios trabajadores inmigrantes decidan trasladarse a aquellos mercados en los que haya mayores oportunidades de encontrar un empleo.² Todo ello dificultaría la estimación de los efectos de la inmigración sobre el mercado laboral del país receptor. Con objeto de controlar el fenómeno de la movilidad, diversos estudios han abordado el análisis de “experimentos naturales” en los cuales los aumentos de inmigración puedan ser considerados como exógenos. Este es el caso del conocido estudio de

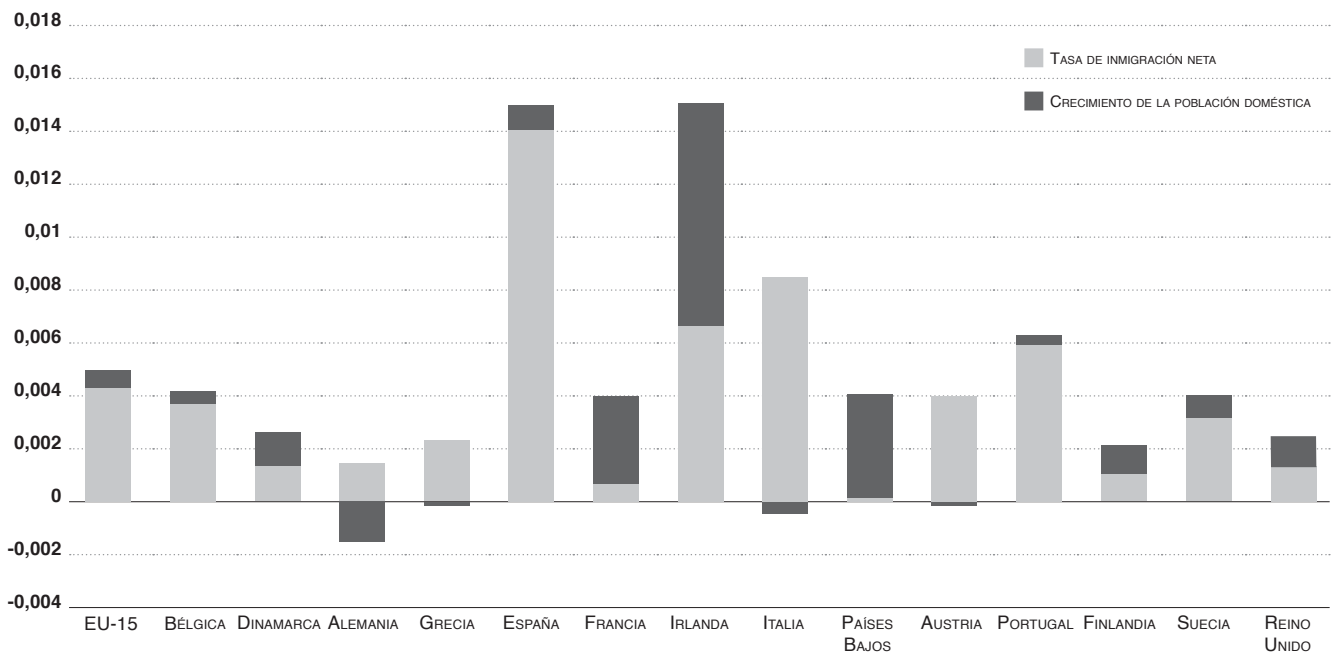
Card (1990) sobre los efectos del masivo éxodo de inmigrantes cubanos (“marielitos”) hacia Miami, o del estudio de Hunt (1992) sobre las repatriaciones de ciudadanos residentes en Argelia a Francia. Sin embargo, incluso en estos casos, los efectos estimados de la inmigración sobre el mercado de trabajo del país de acogida continúan siendo muy reducidos.

A la vista de esta evidencia, Borjas (2003) ha propuesto un enfoque diferente al descrito previamente. Este nuevo enfoque se basa en el análisis de las correlaciones entre las variables laborales correspondientes a grupos de distinta cualificación (utilizando la educación y la experiencia laboral como indicadores de la misma) y la inmigración. La idea subyacente a este procedimiento es que, a corto plazo, los trabajadores no podrán alterar dichas características, permitiendo una mejor estimación del grado de sustitución existente entre inmigrantes y nativos. Usando dicho procedimiento, Borjas encuentra efectos mucho más elevados que los estimados con anterioridad. Así, un aumento del 10% en el tamaño de un grupo con un nivel de cualificación determinado reduce el salario de los trabajadores de dicho grupo entre un 2% y un 3%, además de disminuir las horas trabajadas en un 2%.

² No obstante, Card (2001) y Card y DiNardo (2001) encuentran que las ciudades de Estados Unidos en las que ha habido un mayor flujo de inmigrantes relativamente poco cualificados también muestran un incremento

en la proporción de estos trabajadores, lo cual contradice la idea de que la falta de correlación espacial entre los flujos de inmigrantes y las condiciones del mercado laboral se deban a la movilidad de los trabajadores nativos.

GRÁFICO 1b. Crecimiento de la población y sus componentes en UE-15 (2003)



Fuente: EUROSTAT (NEWCRONOS Database).

La mayoría de estudios disponibles acerca de los efectos de la inmigración sobre el mercado laboral se centran en Estados Unidos.³ Este hecho está justificado por la abundancia de datos y la gran experiencia histórica acumulada con las grandes olas de inmigración que ha recibido este país desde mediados del siglo XIX. Sin embargo, muchos países europeos se han convertido en grandes receptores de inmigrantes a lo largo de las últimas décadas.⁴ Por ello ha aumentado de forma notable la demanda de análisis sobre el impacto de la inmigración en Europa.

Este panorama conduce a la motivación principal de este artículo. España es uno de los países europeos en los que los flujos migratorios han aumentado de forma más notable durante la última década. Como se observa en los gráficos 1a y 1b, durante la segunda parte de la década de los noventa, la tasa de inmigración llegó a alcanzar valores cercanos al 1,5%, al mismo tiempo que la inmigración supuso más del 90% del crecimiento total de la población.

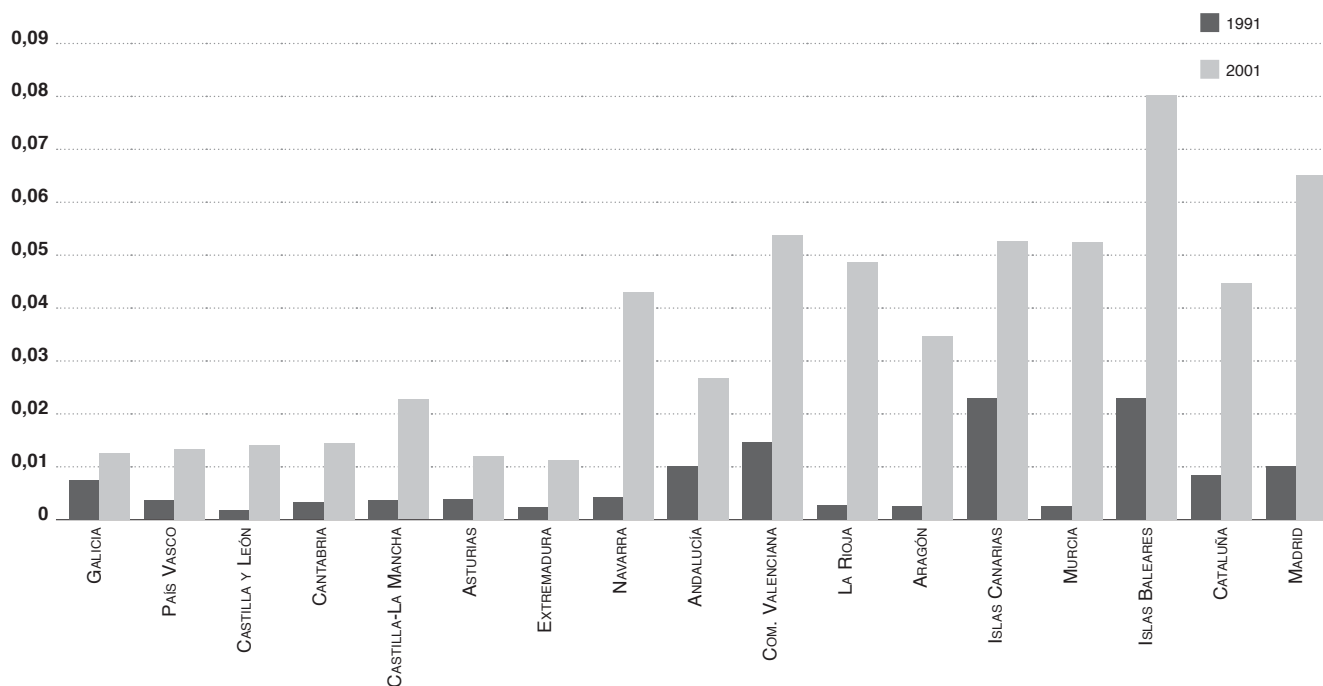
Además, el mercado laboral y las políticas de inmigración en España presentan ciertas peculiaridades que posiblemente sean relevantes a la hora de analizar el impacto de la inmigración sobre su mercado laboral. Por tanto, España se perfila como un caso de estudio interesante para analizar en profundidad los efectos comentados previamente.

Existen muy pocos estudios empíricos que aborden la medición de los efectos de la inmigración sobre el comportamiento del mercado laboral de trabajadores españoles desde una perspectiva económica, ya que la mayor parte de la investigación sobre este tema en España está dominada por un enfoque de naturaleza sociológica-cualitativa (véase, por ejemplo, Carrasco, 2002 e Izquierdo, 2002). Centrándonos en la literatura económica, podemos encontrar un número reducido de estudios. Así, en Dolado *et al.* (1997) se analiza el efecto de una regularización masiva de inmigrantes ilegales que tuvo lugar a finales de los años ochenta y principios de los noventa sobre los salarios y la

³ Existen, sin embargo, estudios que aplican el enfoque de "correlaciones espaciales" a los países de acogida, como Hunt (1992) en Francia, Pischke y Velling (1997) en Alemania y Dolado *et al.* (1997) en España.

⁴ Véase Coppel *et al.* (2001) y Boeri *et al.* (2002) con respecto a las tendencias actuales de inmigración en algunos países europeos.

GRÁFICO 2. Población extranjera como proporción de la población total por región



Fuente: Censo de Población, 1991 y 2001.

tasa de paro de los trabajadores españoles, mientras que en Dolado (2002) se ofrece una panorámica de la literatura sobre el diseño de políticas migratorias, con el fin de arrojar algo de luz sobre el caso español. Por otra parte, Collado *et al.* (2004) llevan a cabo un ejercicio de contabilidad intergeneracional para medir el impacto de la inmigración sobre los presupuestos públicos, al tiempo que Amuedo-Dorantes y de la Rica (2005) estudian si los inmigrantes tienen mayor capacidad de respuesta que los trabajadores autóctonos frente a los cambios en las oportunidades de empleo que experimentan los mercados laborales regionales.

El objetivo de este trabajo se centra, pues, en analizar el efecto de la llegada de inmigrantes sobre el mercado laboral español durante la segunda mitad de la década de los noventa, período en el que los flujos de inmigración hacia España se aceleraron drásticamente, tal como se comenta brevemente en el apartado 2. Para ello, utilizamos los datos

de las últimas dos olas del Censo de la Población en España correspondientes a 1991 y 2001, el número de permisos de trabajo concedidos a extranjeros entre 1993 y 1999 y la última ola disponible de la Encuesta de Estructura Salarial para 2002. Describimos las bases de datos en el apartado 3, y valoramos el impacto de los flujos de inmigración legal y total sobre las tasas de ocupación y salarios de los trabajadores nativos en los apartados 4 y 5. Por último, el apartado 6 resume las principales conclusiones obtenidas.

2. LA INMIGRACIÓN EN ESPAÑA: HECHOS ESTILIZADOS

De 1991 a 2005, la población extranjera pasó de 0,35 millones a 3,69 millones, lo que supuso un aumento de la tasa de inmigración del 1% de la población total al 8,4%, hay que destacar el hecho de que casi un 60% de los inmigrantes llegó después de 1995.⁵ Los datos del censo muestran

⁵ Las fuentes disponibles de datos (Censo de Población, EPA, registros administrativos de permisos de trabajo, etc.) no siempre coinciden en la medición del *stock* de la población extranjera en España. Si a este hecho se

agregan problemas metodológicos causados por cambios en la regulación de la misma, obtenemos una imagen distorsionada de la incidencia exacta y de la distribución tanto sectorial como regional de los inmigrantes en España.

claramente la concentración regional de la inmigración en Madrid y en el este de España (gráfico 2). La mayor parte de los inmigrantes proceden de América Latina (30%) y África (20%). Aproximadamente la mitad de los inmigrantes poseen estudios secundarios, y el 15% ha completado estudios superiores. Por último, cabe señalar que los inmigrantes son relativamente jóvenes, ya que alrededor del 60% tienen entre 20 y 44 años, y el grupo de varones de entre 25 y 34 años es el que tiene mayor peso.

Tanto si los inmigrantes pretenden conseguir un empleo asalariado como si desean ejercer de autónomos, tienen que solicitar un permiso de trabajo. Los residentes de la Unión Europea (UE) están exentos de tramitar dicho permiso desde 1992 (los ciudadanos de Luxemburgo desde 1993, y los de Austria, Finlandia, Noruega y Suecia desde 1994). Para conseguir por primera vez un permiso de trabajo, debe solicitarlo el empleador. Entre otros requisitos, el empresario ha de demostrar que la vacante en cuestión fue anunciada previamente en las oficinas del Servicio Público de Empleo sin que fuera cubierta. Si se trata de renovar el permiso de trabajo, el solicitante debe ser el propio trabajador inmigrante. La concesión de dichos permisos depende en última instancia de las autoridades gubernamentales. Dependiendo del sector y del ámbito geográfico en el que el inmigrante solicite trabajar, existen varios tipos de permisos de trabajo con diferentes duraciones y restricciones.

Comparando el censo y los datos del Registro, se puede concluir que un tercio de los inmigrantes residentes en España se encuentra en situación irregular, esto es, carecen de permiso de residencia o de trabajo. Según las estimaciones del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (MTSS), el número de permisos de trabajo en 1993 era de

120.000 (un 0,7% de la fuerza laboral), mientras que en 2000 ya alcanzaban los 270.000 (1,5% de la fuerza laboral). Este gran incremento se produjo como consecuencia del proceso de regularización puesto en marcha entre los años 2000 y 2001. La mayor parte de los permisos de trabajo se conceden en el sector servicios. Los inmigrantes con permisos de trabajo se concentran en varias regiones, donde representan una gran proporción de la fuerza laboral, como es el caso de Madrid, Cataluña, Baleares y Murcia.

3. DATOS

Se utilizan cuatro fuentes de datos para la estimación de los efectos de la inmigración sobre el mercado laboral: i) las dos últimas olas del censo (1991 y 2001) con las que se obtiene el tamaño de la población inmigrante y su composición según diferentes características personales, en las que se define como inmigrantes a aquellos individuos residentes en España que poseen nacionalidad extranjera, y según las tasas de empleo de los trabajadores españoles;⁶ ii) el registro del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales que permite obtener información detallada sobre el número de permisos de trabajo concedidos entre 1993 y 1999, lo que mejora la estimación del efecto provocado únicamente por los inmigrantes legales que participan en el mercado laboral; iii) la Encuesta de Población Activa (EPA) a partir de la cual se obtienen las tasas de empleo de los trabajadores nacionales; y iv) la última ola de la Encuesta de Estructura Salarial (ESS, 2002) con la que se consigue el tamaño y ciertas características de la población inmigrante legal, así como los salarios de los trabajadores españoles.⁷ A continuación describimos la construcción de las variables utilizadas en el análisis empírico posterior.

Nuestro estudio se basa en el análisis de las correlaciones existentes entre el stock de inmigrantes y diversas características de los trabajadores nacionales en distintos

⁶ Excluimos de nuestra definición de inmigrantes a los ciudadanos españoles nacidos en el extranjero, dado que solo hay información sobre el tiempo de residencia en España para ciudadanos extranjeros no nacidos en España, aunque se controla por esta variable en algunas regresiones. Según el anuario de estadísticas de inmigración, solo una pequeña parte de los inmigrantes consigue la nacionalidad española cada año. En 2004, por ejemplo, sólo el 2% de los 1.977.291 inmigrantes con permiso de residencia consiguió la nacionalidad española por residencia. En particular, 21.549 inmigrantes obtuvieron la nacionalidad española después de dos años de residencia y 7.305 la consiguieron después de 10 años de residencia.

⁷ Dado que los residentes de la UE no precisan de permiso de trabajo, no pueden ser contados como inmigrantes usando estos datos. Están incluidos como inmigrantes en los datos del censo y la Encuesta de Estructura Salarial. Nuestros resultados son robustos a la inclusión o no de los ciudadanos extranjeros de la UE entre los inmigrantes.

segmentos del mercado laboral. Lo idóneo sería definir estos segmentos en función de aquellas características de los trabajadores, tanto foráneos como nacionales, que por su naturaleza fueran inalterables a corto plazo (como es el caso de la experiencia laboral y la educación) en línea con el enfoque propuesto por Borjas (2003) comentado anteriormente. En nuestro caso, la definición de estos segmentos viene determinada por la disponibilidad de los datos. Así, se tiene información sobre el sexo, la educación y la experiencia laboral potencial de los trabajadores inmigrantes a partir de los datos del censo y la EES. Por su parte, los datos del registro de permisos laborales solamente proporcionan la edad, el sexo y el sector en el que trabajan los inmigrantes. Dadas estas restricciones, construimos tres tipos de muestras:

- Muestra I: a partir de los datos de los censos de 1991 y 2001 se construyen 64 segmentos del mercado de trabajo, definidos por: i) nivel de educación (sin estudios, con estudios primarios, secundarios y superiores), ii) sexo, y iii) experiencia laboral potencial (en grupos de 5 años, de 0 a 40).
- Muestra II: a partir de los datos de permisos laborales entre 1993 y 1999 se construyen 352 segmentos, definidos por: i) sexo, ii) grupos de edad (20-34, 35-44, 45-54, 55-65) y iii) sectores de actividad (44 sectores).⁸
- Muestra III: a partir de los datos de la ESS en 2002 se construyen 64 segmentos definidos por: i) nivel de educación (sin estudios, con estudios primarios, secundarios y superiores), ii) sexo y iii) experiencia laboral potencial (en grupos de 5 años, de 0 a 40).

⁸ Estos sectores son: agricultura, ganadería y caza; pesca; minería de carbón; extracción de gas y petróleo; extracción de minerales (no energéticos); comida, bebida y tabaco; textil y complementos; productos de cuero; productos de madera y corcho; papel e impresión; refinerías; productos químicos; caucho y plásticos; minerales fabricados no metálicos; manufactura de metal; productos metálicos producidos (excluyendo maquinaria); equipos mecánicos; equipo de oficina; equipo eléctrico; instrumentos de precisión; automóviles; otros equipos de transporte; muebles y otras manufacturas; producción y distribución de energía eléctrica agua y gas; construcción; vehículos, venta y reparación; comercio al por mayor; comercio al por menor;

A priori hay dos razones para intuir que el impacto de la inmigración será diferente según el sexo. Primero, las relaciones de sustitución y complementariedad entre trabajadores nativos y extranjeros pueden diferir entre sexos (por ejemplo, los servicios de asistencia en el hogar prestados por mujeres extranjeras podrían haber permitido una mayor participación laboral de las mujeres españolas). Por tanto, esperamos que el grado de sustitución entre foráneos y nacionales sea mayor en el caso de los hombres que en el de las mujeres. Además, la segregación ocupacional por sexos es bastante elevada en España. Ello induce a pensar que los inmigrantes también se encuadrarán selectivamente en diferentes ocupaciones según el sexo, lo que de nuevo limitará el grado de sustitución entre hombres y mujeres, tanto nativos como inmigrantes. Finalmente, una razón aún más pragmática para distinguir entre sexos es que nos permite duplicar el número de observaciones de cara al análisis de regresión.

En las tres muestras se define la variable tasa de inmigración, x , como

$$x_{it} = \frac{m_{it}}{(n_{it} + m_{it})}$$

donde m es el número de inmigrantes y n el número de trabajadores nacionales. El subíndice i denota un segmento del mercado laboral y el subíndice t indica el año.

Para examinar los efectos de la inmigración sobre las variables relevantes del mercado de trabajo de los trabajadores nacionales, calculamos en cada celda las siguientes variables: i) tasa de empleo de los trabajadores nacionales, $e_{it} = \frac{n_{it}}{p_{it}}$, siendo p la población nacional,⁹ y ii) salario medio

hoteles y restaurantes; transporte; transporte marítimo; transporte aéreo; otro tipo de transporte y comunicación; actividades financieras; inmobiliarias; I+D; otras actividades empresariales; administraciones públicas; educación; salud y servicios sociales; alcantarillado público; actividades culturales y de ocio; servicios personales; cuidado doméstico.

⁹ Cuando usamos datos de permisos de trabajo, construimos esta variable a partir de la información de la EPA. El denominador p_{it} no varía según el sector, dado que no se puede definir la población por sectores. Por tanto, la tasa de empleo de un grupo definido por edad y sexo para cada año de la muestra puede ser recuperado simplemente sumando e_{it} de cada sector.

| CUADRO 1. Estadísticos descriptivos | | | | | |
|---|-----------------|--------|--------------------|--------|---------|
| VARIABLES | TAMAÑO MUESTRAL | MEDIAS | ERRORES ESTÁNDARES | MÍNIMO | MÁXIMO |
| TASAS DE EMPLEO | | | | | |
| Muestra I: censo (inmigración total) | | | | | |
| <i>x</i> | 128 | 0,0567 | 0,0737 | 0,0030 | 0,3827 |
| <i>e</i> | 128 | 0,5864 | 0,2577 | 0,0823 | 0,9579 |
| Muestra II: registro de permisos de trabajo (inmigración legal) | | | | | |
| <i>x</i> | 2.395 | 0,0089 | 0,02852 | 0 | 0,5235 |
| <i>e</i> | 2.395 | 0,5196 | 0,2147 | 0,1677 | 0,8712 |
| SALARIOS | | | | | |
| Muestra III: Encuesta de Estructura Salarial (inmigración legal) | | | | | |
| <i>x</i> | 64 | 0,0686 | 0,0797 | 0 | 0,3317 |
| <i>aw</i> | 64 | 18,365 | 10,127 | 4,530 | 45,621 |
| <i>hw</i> | 64 | 9,6722 | 4,8057 | 4,4784 | 22,6598 |

Las celdas han sido definidas a partir de la experiencia, género y educación de los datos provenientes del Censo de Población y la Encuesta de Estructura Salarial, y por edad, género y sector de actividad de los datos del registro de permisos de trabajo. El número inicial de celdas en la muestra de registros de permisos es 2.464, pero se han eliminado 69 celdas en las que la EPA no ofrece información acerca de las tasas de empleo de los trabajadores nativos.

anual y por hora de los trabajadores del país, denotados por aw_{it} y hw_{it} , respectivamente.

En el cuadro 1 se presentan los estadísticos descriptivos de las variables incluidas en las tres muestras. En la muestra obtenida del censo, la tasa de inmigración, x , toma valores en el rango [0,3%; 38,27%] (el primer valor corresponde a varones sin estudios formales entre 36 y 40 años con experiencia laboral en 1991, mientras que el segundo se refiere a varones sin estudios y entre 11 y 15 años con experiencia laboral en 2001), con un valor medio del 5,67%. La tasa de empleo media es del 58,64%. En la muestra del registro de permisos de trabajo, la tasa media de inmigración, x , es del 0,89%. La tasa de empleo, a su vez, tiene una media del 1,2%. Sumando el valor de e_{it} de todos los sectores, obtenemos una tasa de empleo media del 51,96%.¹⁰ Por último, empleando la muestra de la EES, obtenemos una tasa de inmigración

media, x , del 6,87%, un salario medio anual de los trabajadores nacionales de 18.365 euros y un salario medio por hora de 9,67 euros.

4. ENFOQUE EMPÍRICO

Para estimar el efecto de las tasas de inmigración, x , sobre las variables relevantes del mercado laboral nacional, especificamos las siguientes regresiones:

$$\log \left(\frac{e_{it}}{1 - e_{it}} \right) = \beta x_{it} + \delta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\log w_{it} = \beta x_{it} + \delta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

La variable dependiente en la ecuación (1) es la tasa de empleo de los trabajadores nativos mientras que en la ecuación (2), se utiliza, alternativamente, el salario medio anual o por hora de los trabajadores nativos.¹¹ Ambas especificaciones incluyen un vector de efectos fijos, δ , el cual

¹⁰ Como usamos un número elevado de celdas, los datos de la EPA pueden arrojar estimaciones del empleo y población menos precisas que los datos obtenidos, por ejemplo, a través del censo. Por ello se infraestima el empleo de los trabajadores españoles en algunas celdas.

¹¹ Como la variable dependiente está en el intervalo (0,1) en la regresión de empleo, imponemos una transformación logística. Sin embargo, los resultados de una regresión lineal son similares a los presentados aquí.

CUADRO 2. Estimación por MCO utilizando grupos de educación, género y experiencia. Muestra I: datos del Censo. Variable dependiente: $\log(e/(1+e))$

| | COEFICIENTE β | ERRORES ESTÁNDARES | EFFECTOS MARGINALES ^a | ELASTICIDAD ^a | EFFECTOS FIJOS | INTERACCIONES | N.º OBSERVACIONES |
|---------|------------------------|-----------------------|-------------------------------------|--------------------------|----------------|---------------|-------------------|
| TODOS | | | | | | | |
| (1) | 0,3276 | 1,6733 | 0,0754 | 0,0089 | NO | NO | 128 |
| (2) | -1,5432 | 1,8734 | -0,2818 | -0,0336 | SÍ | NO | 128 |
| (3) | -1,0357 | 2,3738 | -0,1892 | -0,0219 | SÍ | SÍ | 128 |
| HOMBRES | | | | | | | |
| (4) | -1,5982 | 1,2027 | -0,2569 | -0,0225 | NO | NO | 64 |
| (5) | -1,1691 | 1,0392 | -0,1760 | -0,0169 | SÍ | NO | 64 |
| (6) | 0,9662 | 1,8957 | 0,1499 | 0,0144 | SÍ | SÍ | 64 |
| MUJERES | | | | | | | |
| (7) | 4,2688 | 2,1347 | 1,0328 | 0,1603 | NO | NO | 64 |
| (8) | -0,9683 | 1,0504 | -0,1947 | -0,0299 | SÍ | NO | 64 |
| (9) | 2,2576 | 4,4023 | 0,4463 | 0,0671 | SÍ | SÍ | 64 |

Las especificaciones (3), (6) y (9) incluyen las interacciones entre los efectos fijos de sector y edad, edad y año, y sector y año. Los errores estándares han sido agrupados (clustering) por celdas para corregir la posible correlación serial. Todas las estimaciones fueron ponderadas por el tamaño muestral utilizado en el cómputo de la variable dependiente. ^a Valores promedios.

refleja las dimensiones para las cuales se definen las celdas (sector, año, edad, educación y experiencia).

A continuación, presentamos las estimaciones del coeficiente β y la elasticidad correspondiente en los modelos (1) y (2). Presentamos dos tipos de estimaciones: i) estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), y ii) estimaciones por Variables Instrumentales (VI). Bajo el supuesto de ausencia de sesgo de selección, podemos utilizar MCO para obtener estimaciones consistentes del parámetro de interés, β , en las ecuaciones (1) y (2), tratando los efectos fijos como parámetros adicionales para estimar. Por otra parte, es probable que aparezca sesgo de selección en la especificación en la que las celdas se definen usando sectores, siempre que los trabajadores nacionales, inmigrantes u otros factores productivos cambien de sector según varíen las condiciones de la demanda de empleo en los mismos. En este caso, procedemos a esti-

mar por variables instrumentales (VI) con el fin de obtener el efecto causal de x sobre la variable dependiente.

5. RESULTADOS

En este apartado mostramos los resultados de las estimaciones de los distintos modelos descritos en el apartado 4. Presentamos dos conjuntos de estimaciones. El primero se refiere al efecto de los *shocks* de inmigración sobre la tasa de empleo de los trabajadores nacionales, mientras que el segundo examina los efectos de los *shocks* de inmigración sobre los salarios de los trabajadores del país.¹²

Inmigración y tasa de empleo de los trabajadores nacionales

En primer lugar, mostramos los resultados de las estimaciones basadas en las celdas definidas por sexo, nivel educativo y experiencia laboral potencial, para cuya elaboración se han utilizado datos procedentes de los censos de 1991 y 2001. Usar esta muestra tiene sus ventajas e

¹² También hemos estimado el efecto de la inmigración sobre las tasas de paro de los trabajadores españoles. Los resultados son cuantitativamente similares, aunque de signo opuesto, a los resultados sobre las tasas de empleo. Estos resultados están a disposición del lector interesado.

inconvenientes. En efecto, el censo proporciona, en principio, una buena medida de la inmigración total en España, tanto legal como ilegal, y de aquellos inmigrantes procedentes de otros países de la UE. En este caso, dado que las celdas están definidas según sexo, educación y experiencia, no hay razones para pensar que la movilidad entre celdas constituya un problema serio en la estimación. Sin embargo, el número de celdas (64 por año) es significativamente menor que el número que podría construirse si usásemos otras dimensiones.

En general, no encontramos efectos estadísticamente significativos de la inmigración sobre la tasa de empleo de los trabajadores nacionales en ninguna de nuestras especificaciones (véase el cuadro 2). Si incluimos las interacciones de los efectos fijos como regresores adicionales, el impacto de la inmigración sobre la tasa de empleo es negativo. En concreto, la elasticidad estimada en el nivel agregado es de -0,022 (véase la fila 3), lo cual significa que un aumento del 10% en el ratio inmigrantes/trabajadores nacionales provocaría un descenso de la tasa de empleo de los trabajadores nacionales del 0,22%. Al distinguir por sexos,

encontramos que el impacto de la inmigración sobre la tasa de empleo resulta ser positivo, si bien no es significativo, siendo menor para los hombres que para las mujeres.

A continuación, pasamos a examinar los resultados obtenidos con la muestra II, construida a partir de los datos del registro de permisos de trabajo entre 1993 y 1999. Dado que no disponemos de información sobre niveles educativos, definimos las celdas por sectores. Los resultados del cuadro 3 muestran que, al incluir los efectos fijos y las interacciones, el coeficiente estimado por MCO es negativo y estadísticamente significativo. La elasticidad estimada es de -0,18 (véase la fila 3), lo cual implicaría un descenso del 1,8% en la tasa de empleo de los trabajadores nacionales ante un aumento del 10% en el ratio de inmigrantes sobre trabajadores del país. Al valorar separadamente según el sexo, las elasticidades estimadas son menores en valor absoluto (-0,035 para los hombres y -0,088 para mujeres), siendo de nuevo estadísticamente significativas.

A la luz de los resultados del cuadro 3, que sólo muestra las elasticidades concernientes a inmigrantes legales,

CUADRO 3. Estimación por MCO utilizando grupos de edad, género y sector. Muestra II: permisos de trabajo. Variable dependiente: $\log(e/(1+e))$

| | COEF. β | ERRORES ESTÁNDARES | EFFECTOS MGNLS. ^a | ELASTICIDAD ^a | EFFECTO FIJOS | INTERACC. | N.º OBSERVACIONES |
|---------|---------------|--------------------|------------------------------|--------------------------|---------------|-----------|-------------------|
| TODOS | | | | | | | |
| (1) | 0,1125 | 2,3744 | 0,0005 | 0,0057 | NO | NO | 2.395 |
| (2) | -9,7442 | 1,6585 | -0,1071 | -0,1364 | SÍ | NO | 2.395 |
| (3) | -15,0422 | 2,3176 | -0,1687 | -0,1823 | SÍ | SÍ | 2.395 |
| HOMBRES | | | | | | | |
| (4) | -3,4443 | 0,9333 | -0,0268 | -0,1261 | NO | NO | 1.231 |
| (5) | -3,8672 | 1,0398 | -0,0577 | -0,0451 | SÍ | NO | 1.231 |
| (6) | -3,6505 | 1,2259 | -0,0551 | -0,0349 | SÍ | SÍ | 1.231 |
| MUJERES | | | | | | | |
| (7) | 8,9504 | 5,5090 | 0,0208 | 0,4765 | NO | NO | 1.164 |
| (8) | -12,9204 | 3,2577 | -0,1033 | -0,0995 | SÍ | NO | 1.164 |
| (9) | -13,1792 | 4,9524 | -0,1060 | -0,0882 | SÍ | SÍ | 1.164 |

Las especificaciones (3), (6) y (9) incluyen las interacciones entre los efectos fijos de sector y edad, edad y año, y sector y año. Los errores estándares han sido agrupados (*clustering*) en celdas para corregir la posible correlación serial. Todas las estimaciones fueron ponderadas por el tamaño muestral utilizado en el cómputo de la variable dependiente. ^a Valores promedios.

podríamos concluir que éstos son sustitutos más cercanos de la mano de obra local. Sin embargo, como se apuntaba anteriormente, este razonamiento podría ser erróneo. Ello se debe a que las estimaciones por MCO probablemente estén sesgadas por culpa de la movilidad sectorial de los inmigrantes y de los trabajadores locales. Para corregir este sesgo, estimamos por VI.

Las estimaciones de VI del parámetro β , mostradas en el cuadro 4, son positivas aunque no significativamente distintas de cero. En consecuencia, no podemos rechazar la hipótesis de que la inmigración no tiene efecto alguno sobre las tasas de empleo de los trabajadores nacionales. Por tanto, de la comparación entre las estimaciones por MCO y VI, se infiere que la distribución de los inmigrantes entre sectores no es independiente de la situación laboral de cada sector. De hecho, es sabido que los inmigrantes tienden a concentrarse en aquellos sectores en los que los trabajadores nacionales son más reticentes a trabajar. Consecuentemente, la estimación MCO exagera el impacto negativo de la inmigración sobre la tasa de empleo de los trabajadores locales. En otras palabras, la diferencia entre las estimaciones por

MCO y VI implica que la correlación negativa estimada por MCO no se debe en su totalidad a un impacto adverso de la inmigración, sino al hecho de que los inmigrantes acuden a aquellos sectores en los que la tasa de empleo de los trabajadores del país es menor. Estos resultados son cualitativamente parecidos a los obtenidos por Friedberg (2001), que usa el *shock* de oferta por ocupación para identificar el impacto sobre el mercado laboral de la inmigración en Israel.

Inmigración y salarios

Usamos los datos de la ESS de 2002 para estimar el impacto de inmigración sobre los salarios anuales y por hora. La ESS proporciona una buena medida de la inmigración legal en España y de los salarios de los trabajadores españoles. Dicha encuesta cubre las manufacturas, la construcción y el sector servicios, permitiéndonos definir celdas por sexo, educación y experiencia. Desafortunadamente, no incluye información de los sectores de servicio doméstico y primario, dos sectores en los que se produce una gran concentración inmigratoria. Es más, sólo es posible observar la incidencia de la inmigración legal en su

CUADRO 4. Estimación por VI utilizando grupos de edad, género y sector. Muestra II: permisos de trabajo. Variable dependiente: $\log(e/(1+e))$

| | COEF. β | ERRORES ESTÁNDARES | EFFECTOS MG.NLS. ^a | ELASTICIDAD ^a | EFFECTO FIJOS | INTERACC. | N.º OBSERVACIONES |
|---------|---------------|--------------------|-------------------------------|--------------------------|---------------|-----------|-------------------|
| TODOS | | | | | | | |
| (1) | 0,3040 | 0,4216 | 0,00005 | 0,0066 | NO | NO | 1.714 |
| (2) | 0,2137 | 0,3416 | 0,00004 | 0,0028 | SÍ | NO | 1.714 |
| (3) | 0,7739 | 0,6281 | 0,00016 | 0,0074 | Sí | SÍ | 1.714 |
| HOMBRES | | | | | | | |
| (4) | 0,6719 | 1,4206 | 0,0005 | 0,0844 | NO | NO | 950 |
| (5) | -0,0549 | 1,8457 | 0,00006 | -0,0001 | SÍ | NO | 950 |
| (6) | 0,4434 | 2,9701 | 0,00006 | 0,0011 | SÍ | SÍ | 950 |
| MUJERES | | | | | | | |
| (7) | -0,1379 | 0,3969 | -0,00003 | -0,0002 | NO | NO | 764 |
| (8) | -0,3298 | 0,1497 | -0,00005 | -0,0040 | SÍ | NO | 764 |
| (9) | -0,9247 | 1,3402 | -0,00009 | -0,0040 | SÍ | SÍ | 764 |

Véanse las notas del cuadro 3.

CUADRO 5. Estimación por MCO utilizando grupos de educación, género y experiencia. Muestra III. Variable dependiente: log w

| | COEF. β | ERRORES ESTÁNDARES | ELASTICIDAD ^a | EFFECTOS FIJOS | INTERACCIÓN | N.º OBSERVACIONES |
|------------------|---------------|--------------------|--------------------------|----------------|-------------|-------------------|
| SALARIO ANUAL | | | | | | |
| (1) | -3,6420 | 1,3922 | -0,0222 | NO | NO | 64 |
| (2) | 0,4174 | 0,6364 | 0,0025 | SÍ | NO | 64 |
| (3) | 1,2102 | 1,5738 | 0,0074 | SÍ | SÍ | 64 |
| SALARIO POR HORA | | | | | | |
| (4) | -3,6004 | 1,2298 | -0,1079 | NO | NO | 64 |
| (5) | 0,0590 | 0,5475 | 0,0018 | SÍ | NO | 64 |
| (6) | -0,7237 | 1,1382 | -0,0217 | SÍ | SÍ | 64 |

Las especificaciones (3) y (6) incluyen la interacción entre los efectos fijos de educación y experiencia. Se han eliminado 35 casos, sobre un total de 1.088 observaciones, en los cuales no se disponía de los salarios anuales y por hora de los trabajadores nativos. ^a Valores promedios.

última ola, referida a 2002, de tal forma que sólo disponemos de 64 celdas en esta estimación.¹³

En el cuadro 5 se presentan dichas estimaciones. Los resultados apuntan a la ausencia de efecto alguno de la inmigración sobre los salarios de los trabajadores españoles. Esto podría explicarse por la existencia de un salario mínimo fijado por acuerdos colectivos en cada sector que impiden que los salarios descendan por debajo del umbral del salario mínimo ante la presencia de inmigración en los sectores formales.

6. CONCLUSIONES

El efecto de la inmigración sobre las condiciones laborales de la población nativa ha ido ganando importancia en los análisis económicos de las consecuencias de la inmigración. Gran parte de la evidencia empírica disponible hasta el momento no ofrece resultados uniformes. Además, en la mayoría de las veces se circunscribe al caso de Estados Unidos, donde los salarios relativos de los trabajadores se ajustan de forma más flexible ante cambios en la oferta y demanda de trabajo que en los "rígidos" mercados de trabajo de Europa.

En este capítulo examinamos los efectos de la inmigración sobre el mercado de trabajo español. El número de trabajadores extranjeros con permisos de trabajo aumentó un 70% entre 1993 y 1999, al tiempo que la tasa de inmigración creció 8 puntos porcentuales entre 1993 y 2005. Este gran auge del fenómeno migratorio ha provocado ciertas preocupaciones sobre el posible deterioro de las condiciones de los trabajadores españoles en el mercado laboral. Nos hemos centrado aquí en analizar los efectos de la inmigración sobre la tasa de empleo y los salarios de los trabajadores españoles usando tres muestras distintas. Se ha distinguido entre inmigración legal e ilegal, además de considerar varias dimensiones relevantes, a partir de las cuales hemos construido varios segmentos del mercado de trabajo.

En general, no hemos encontrado efectos significativos de la inmigración sobre el mercado laboral, ni en la tasa de empleo de los trabajadores españoles ni sobre sus salarios. Usando los datos del censo, que supuestamente incorporan tanto a los inmigrantes legales como ilegales, la elasticidad de la tasa de empleo con respecto a la proporción de inmigrantes es del -0,02. Con una muestra que cubre sólo a inmigrantes legales con permiso de trabajo, la estimación por MCO de la misma elasticidad es de -0,1. Sin embargo, es bastante probable que los resultados de estas estimaciones se hayan visto afectados por la variación sectorial de la incidencia de la inmigración y la tasa de empleo, lo

¹³ Dado el bajo número de celdas en este caso, no estimamos de forma separada por sexo.

que implicaría la existencia de sesgos de endogeneidad de los regresores. Para comprobar este hecho, se han utilizado estimaciones por VI en las que la hipótesis de que la elasticidad en cuestión sea cero no se puede rechazar. Tampoco hemos encontrado un efecto significativo de la inmigración sobre los salarios de los trabajadores españoles.

Este resultado tiene implicaciones interesantes para el diseño de políticas de inmigración, por ejemplo en relación con el creciente debate sobre los efectos de las regularizaciones de inmigrantes ilegales. La última de estas medidas, que afectó a 700.000 inmigrantes ilegales, fue puesta en marcha en España en la primera mitad de 2005, provocando un aumento del 40% en la proporción de inmigrantes legales. La caída de la tasa de empleo de los trabajadores españoles como consecuencia de esta regularización, aun aceptando nuestra estimación más negativa (-0,02) y suponiendo que todos estos inmigrantes legalizados no estuvieran trabajando anteriormente, sólo habría sido de 0,8 puntos porcentuales, lo que supone menos de un 0,5% de la tasa de empleo actual (62%).

BIBLIOGRAFÍA

AMUEDO-DORANTES C.; DE LA RICA, S. "Immigrants' Responsiveness to Labor Market Conditions and its Implications on Regional Disparities: Evidence from Spain IZA". *Discussion Paper*. No. 1557, 2005.

BOERI, T.; BERTOLA, G.; BRÜCKER, H.; CORICELLI, F.; DOLADO, J.J.; FITZGERALD, J.; DE LA FUENTE, A.; GARIBALDI, P.; HANSON, G.; JIMENO, J.F.; PORTES, R.; SAINT-PAUL, G.; SPILIMBERGO, A. "Who is Afraid of the Big Enlargement?". *CEPR Policy Paper*. No. 7, 2002.

BORJAS, G. "The Economics of Immigration". *Journal of Economic Literature*. Vol. 32. No. 4, 1994. P. 1667-1717.

--- "The Economic Analysis of Immigration". En: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (eds.) *Handbook of Labour Economics*. Vol. 3A. North Holland, 1999.

--- "Does Immigration Grease the Wheels of the Labor Market?". *Brookings Papers on Economic Activity*. No. 1, 2001. P. 69-119.

--- "The Labor Demand Curve Is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market". *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 118. No. 4, 2003. P. 1335-1378.

CARD, D. "The Impact of the Mariel BoatLift on the Miami Labor Market". *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 43. No. 2, 1990. P. 245-257.

--- "Immigrants Inflows, Native Outflows, and the Local Labour Market Impacts of Higher Immigration". *Journal of Labour Economics*. Vol.19. No. 2, 2001. P. 22-64.

CARD, D.; DINARDO, J.E. "Do Immigrant Inflows Lead to Native Outflows?". *American Economic Review*. Vol. 90. No. 2, 2001. P. 360-367.

CARRASCO, C. "El impacto económico de la inmigración: incorporación al mercado de trabajo formal e informal". *La inmigración: una realidad en España*. Seminario de Investigación para la Paz, 2002.

CARRASCO, R.; JIMENO, J.F.; ORTEGA, A.C. "The Effect of Immigration on the Employment Opportunities of Native-Born Workers: Some Evidence for Spain". *FEDEA Working Paper*. No. 2004-17, 2004.

COHEN-GOLDNER, S.; PASERMAN, M.D. "The Dynamic Impact of Immigration on Natives' Labor Market Outcomes: Evidence from Israel". *IZA Discussion Paper*. No. 1315, 2004.

COLLADO, D.; ITURBE-ORMAETXE, I.; VALERA, G. "Quantifying the Impact of Immigration in the Spanish Welfare State". *International Tax and Public Finance*. Vol. 11. No. 3, 2004. P. 335-353.

COPPEL, J.; DUMONT, J.C.; VISCO, I. "Trends in Immigration and Economic Consequences". *OECD Economics Department Working Papers*. No. 284, 2001.

DOLADO, J.J. "Los nuevos fenómenos migratorios: retos y políticas". En: GARCÍA-MILÁ, T. (ed.) *Las nuevas fronteras de la política económica en España*. CREI, Universidad Pompeu Fabra y Generalitat de Catalunya, 2002.

DOLADO, J.J.; JIMENO, J.F.; DUCE, R. "Los efectos de la inmigración sobre la demanda relativa de trabajo cualificado vs. poco cualificado:

evidencia para España". *Cuadernos Economicos de ICE*. Vol. 63, 1997. P. 11-30.

FRIEDBERG, R. "The Impact of Mass Migration on the Israeli Labor Market". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116. No. 4, 2001. P. 1373-1408.

FRIEDBERG, R.; HUNT, J. "The Impact of Immigration on Host Country Wages, Employment and Growth". *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 9. No. 2, 1995. P. 23-44.

HANSON, G.H.; SCHEVE, K.F.; SLAUGHTER, M.J.; SPILIMBERGO, A. "Immigration and the US Economy: Labor Market Impacts, Illegal Entry and Policy Choices". En: BOERI, T.; MCCORMICK, B.; HANSON, G. (eds.) *Immigration Policy and the Welfare System*. Oxford University Press, 2001.

HUNT, J. "The Impact of the 1962 Repatriates from Algeria on the French Labor Market". *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 45, No. 2, 1992. P. 556-572.

IZQUIERDO, A. "Panorama de la inmigración en España al alba del siglo XXI". *La inmigración: una realidad en España*. Seminario de Investigación para la Paz, 2002.

PISCHKE, S.; VELLING, J. "Employment Effects of Immigration to Germany: An Analysis Based on Local Labor Markets". *Review of Economic and Statistics*. Vol. 79. No. 4, 1997. P. 594-604.

STAIGER, D.; STOCK, J.H. "Instrumental Variable Regression with Weak Instruments". *Econometrica*. Vol. 65. No. 3, 1997. P. 557-586.