

ACCESIBILIDAD A LOS PUESTOS DE TRABAJO Y PROBABILIDAD DE EMPLEO

Anna Matas Prat, Universitat Autònoma de Barcelona, Dpt. Economia Aplicada, Fac. Ciències Econòmiques, Campus de Bellaterra, 08193 Bellaterra, Barcelona. Tel. 93.581.1578; Fax: 93.581.2292. anna.matas@uab.cat

José Luis Raymond Bara, Universitat Autònoma de Barcelona, Dpt. Economia i Historia Econòmica, Fac. Ciències Econòmiques, Campus de Bellaterra, 08193 Bellaterra, Barcelona. Tel. 93.581.1711; Fax 93.581.2292 josep.raymond@uab.cat.

José Luis Roig Sabaté, Universitat Autònoma de Barcelona, Dpt. Economia Aplicada, Fac. Ciències Econòmiques, Campus de Bellaterra, 08193 Bellaterra, Barcelona, Tel. 93.581.1788; Fax: 93.581.2292 josepluis.roig@uab.cat

1. Introducción

La relación entre organización espacial de las ciudades y resultados en el mercado laboral ha sido largamente debatida en los EE.UU., en el contexto de la literatura denominada “desajuste espacial”. La descentralización selectiva de la población y el empleo desde los años cincuenta tienen como resultado una “desconexión” entre la localización de residencia y empleo en el caso de las minorías raciales y étnicas más desfavorecidas, especialmente la afroamericana, residencialmente concentradas en la “inner city”. A partir de la aportación seminal de Kain (1968), numerosos estudios han demostrado que esta desconexión espacial es un factor determinante del mal resultado laboral que experimentan esos colectivos¹.

El origen de esta literatura económica se halla en la estimación de una relación empírica que trata de explicar el comportamiento individual en el mercado de trabajo –medido, entre otras formas, en términos de participación, paro u horas trabajadas - y variables que definen el lugar de residencia. En concreto, la zona de residencia está caracterizada por variables que captan, por un lado, segregación residencial y, por el otro, distancia al empleo.

Aunque la mayor parte de estudios empíricos están referidos a áreas metropolitanas en los EE.UU., los mecanismos que subyacen a esta relación tienen validez general. En las

¹ Para una revisión ver Ihlandfeldt y Sjoquist (1998) y Gobillon, Selod y Zenou (2007).

últimas décadas, en Europa hemos asistido también a un proceso de descentralización de empleo y población que, con ritmos desiguales, ha afectado a todos los países, entre ellos España. Estos procesos permiten plantear la posible existencia de “desajuste espacial”. Los estudios realizados para las ciudades europeas son todavía escasos, y sus resultados menos concluyentes que los hallados en Norteamérica². En el apartado 3 de este artículo se ofrece una revisión de dichos mecanismos.

La disponibilidad de los datos de puestos de trabajo a escala municipal, obtenidos a partir de la explotación del Censo del año 2001, permite abordar por primera vez este tema en España. El análisis se realiza para las dos principales aglomeraciones urbanas, las áreas metropolitanas de Madrid y Barcelona. Se trata de áreas de tamaño similar que difieren en la densidad y el grado de concentración del empleo en su territorio.

El objetivo de la presente investigación es determinar en qué medida el proceso de descentralización de los empleos y la población que tiene lugar en estas áreas urbanas repercute negativamente en el mercado de trabajo.

Una de las posibles formas que puede adoptar la descentralización es la de un desarrollo urbano de baja densidad y discontinuo, denominado *sprawl*, que dificulta la oferta de una red de transporte público de calidad. El principal problema es que no todo el territorio se halla adecuadamente servido por el transporte público. De ahí, que la movilidad de los individuos dependa de manera creciente del automóvil. Este aumento de la dependencia supone, para aquellos colectivos con menor disponibilidad de vehículo, una merma de su potencial de oportunidades en el territorio. En particular, ello es cierto para el acceso a los puestos de trabajo. La dispersión de la residencia y del empleo ha conducido a que algunos puestos de trabajo sean accesibles sólo si se dispone de vehículo privado. En ocasiones, la conexión en transporte público simplemente no existe; en otras, los costes de tiempo son tan elevados que desincentivan la búsqueda de empleo.

Esta investigación se centra en los posibles efectos negativos de la descentralización espacial sobre la probabilidad de empleo de las mujeres. La elección de la tasa de

² Ver Fieldhouse (1999), Houston (2005) y Patacchini y Zenou (2005) para ciudades inglesas; Aslund et al (2006) para ciudades suecas; Gobillon y Selod (2006) para París y Dujardin et al. (2007) para Bruselas.

empleo de las mujeres como variable de análisis responde al hecho de que es uno de los colectivos más desfavorecidos en el mercado de trabajo, tanto en términos de menor participación como de mayor tasa de paro. Por otro lado, las mujeres tienen una menor disponibilidad de automóvil por lo que deben confiar en el transporte público para desplazarse al trabajo y asumir, con ello, costes de tiempo más elevados. La desconexión entre residencia y empleo se ha medido a partir de los costes de tiempo de acceso a los puestos de trabajo en transporte público.

El estudio pone especial énfasis en el tratamiento de dos aspectos que se consideran cruciales en la literatura del desajuste espacial. En primer lugar, en la definición de la accesibilidad. La medida de accesibilidad empleada –que se expone en detalle en el apartado 4- contempla de manera adecuada la estructura espacial de las oportunidades de empleo en cada una de las dos áreas metropolitanas. Para ello, ha sido necesario explotar la información del censo del año 2001 acerca de los puestos de trabajo a escala municipal y según nivel de educación.

En segundo lugar, la estimación de una ecuación que relaciona el resultado en el mercado de trabajo y la localización de la residencia adolece de un posible sesgo de endogeneidad. Para un individuo, la elección de la zona de residencia influye, y a la vez es influida, por sus resultados en el mercado laboral. Además, es posible que existan características no observadas que influyan tanto el resultado en el mercado de trabajo como la localización de la residencia. Las técnicas econométricas empleadas permiten subsanar estos problemas. La metodología adoptada se detalla en el apartado 5.

Después de esta introducción, el apartado 2 describe el proceso de descentralización urbana en las dos áreas de estudio. En el tercer apartado se expone la evidencia empírica y la teoría que subyace a la hipótesis del desajuste espacial. El apartado 4 detalla la medida de accesibilidad empleada y el quinto describe los datos. En el apartado 6 se presenta la metodología econométrica y las ecuaciones estimadas. La explotación de los resultados se ofrece en el apartado 7. Por último, unas conclusiones cierran el estudio.

2. Breve descripción del proceso de descentralización urbana

El proceso de descentralización residencial y del empleo habido en las dos áreas metropolitanas queda resumido en los cuadros 1 a 4.

Cuadro 1. Suburbanización residencial (% población capital respecto población área)

	1981	1991	2001	2006
Barcelona	41.3%	38.5%	34.3%	33.2%
Madrid	67.4%	60.8%	54.2%	52.1%

Fuente: Elaboración propia a partir de los Censos de Población.

Respecto a la suburbanización residencial, es preciso mencionar que ésta disminuye claramente a medida que incrementa el nivel de renta del hogar.

Cuadro 2. Porcentaje población residente en la capital según cuartil de renta. 2001

	0-10%	10%-25%	25%-50%	50%-75%	75%-90%	90%-100%
Barcelona	27.10%	23.80%	26.20%	34.50%	44.60%	54.70%
Madrid	41.30%	44.50%	47.50%	54.30%	63.70%	68.20%

Fuente: Elaboración propia a partir del Censo de Población 2001 y de la Encuesta de Estructura Salarial, 2002.

La explotación del censo de población desde el año 1981 para la región de Barcelona permite medir el proceso de descentralización del empleo para un largo periodo de tiempo. En el área de Madrid, la información sólo cubre un lustro.

Cuadro 3. Descentralización del empleo (% empleo en la capital respecto total área)

	1981	1991	1996	2001
Barcelona	53.7%	48.1%	43.5%	42.0%
Madrid			67.0%	63.8%

Fuente: Elaboración propia a partir de los Censos de Población.

Estas fuerzas de dispersión no afectan por igual a todos los sectores. Las actividades manufactureras y las fuertemente utilizadoras de suelo han experimentado en mayor medida el proceso de descentralización que las actividades de servicios, más necesitadas de centralidad y con mayor valor añadido por unidad de suelo. El cuadro 4 muestra como los empleos que requieren trabajadores más educados permanecen de forma mayoritaria en el centro.

Cuadro 4. Porcentaje de puestos de trabajo en la capital según nivel de estudios, 2001.

	Barcelona	Madrid
Sin estudios	33.9%	56.5%
Primer grado	32.9%	55.5%
ESO	34.1%	55.6%
Segundo grado	44.2%	64.9%
Tercer grado	56.0%	73.3%

Fuente: Elaboración propia a partir del Censo de Población 2001.

Las nuevas pautas de localización de las actividades y de la población han dado lugar a la aparición de crecientes desequilibrios entre la población ocupada residente y el número de puestos de trabajo de un municipio, de tal forma que ha disminuido el grado de autocontención laboral de los municipios en las áreas de estudio. Por ejemplo, en el área metropolitana de Barcelona el grado de autocontención entre 1986 y 2001 descendió desde 67,6% a 52,7%³.

3. Factores explicativos del desajuste espacial

La literatura que estudia la relación entre localización residencial y resultados en el mercado de trabajo surge en los EE.UU. en un contexto de intensa descentralización de empleo y población, y la concentración de la población afroamericana en el centro de las ciudades. Más recientemente, la hipótesis de desajuste espacial se ha adaptado a las características de las áreas metropolitanas europeas.

Sin embargo, a pesar de la abundante literatura empírica, el desarrollo de los modelos teóricos explicativos es reciente. Gobillon et al. (2007) realizan una revisión de todos los mecanismos teóricos que sustentan la hipótesis del desajuste espacial y que han sido formalizados en modelos de comportamiento espacial. Para las áreas metropolitanas españolas, los mecanismos o canales de desajuste espacial que pueden considerarse más relevantes son los siguientes:

1. Los trabajadores pueden rechazar aquellos empleos que requieran unos costes de commuting excesivos en relación con el salario ofrecido⁴.

³ Ver ATM (2006), Pla Director de la Mobilitat de la Regió Metropolitana.

⁴ Los principales modelos teóricos que desarrollan este punto son Brueckner y Martin (1997); Brueckner y Zenou (2003) y Coulson, Laing y Wang (2001).

2. La eficiencia en la búsqueda de empleo disminuye con la distancia, debido a que el flujo de información relevante de oportunidades de empleo decrece con aquella. Esto afecta especialmente a los parados de menor cualificación que utilizan con mayor frecuencia métodos informales de búsqueda. Un segundo argumento que puede explicar la caída en la intensidad de la búsqueda reside en el hecho de que los desempleados incurren en costes de transporte crecientes a medida que la distancia aumenta. Este segundo argumento también tiene un mayor efecto sobre los colectivos más desfavorecidos, que dependen en mayor medida del transporte público, y por ello, deben asumir costes de tiempo superiores. En consecuencia, la eficiencia de los procesos de búsqueda de empleo decrece con la distancia, pero a una tasa diferente según la cualificación del individuo⁵.

De acuerdo con la revisión de Gobillon et al. (2007), existe evidencia empírica suficiente de que los costes de commuting contribuyen a los resultados adversos en el mercado de trabajo, sobre todo para los colectivos más desfavorecidos. Sin embargo, aún no está identificado empíricamente cuál de los factores anteriores actúa en esta relación.

Un segundo factor espacial que puede tener efectos negativos en el mercado laboral es la segregación residencial que sufren determinados barrios. En la medida que estos barrios se hallen alejados de las oportunidades de empleo es posible que los efectos que actúan vía distancia y vía segregación se confundan. La segregación puede influir negativamente a partir de dos mecanismos.

1. La segregación dificulta la adquisición de capital humano. En barrios con una alta concentración de residentes de bajo nivel educativo, las externalidades de capital humano pueden deteriorar los resultados académicos de los jóvenes.

2. La segregación genera un deterioro de las redes sociales. En particular, afecta la capacidad de las personas con bajo nivel educativo y escasas habilidades para encontrar un puesto de trabajo a partir de las relaciones sociales con el resto de la comunidad⁶. La desvinculación de una parte sustancial de los residentes de las zonas más desfavorecidas

⁵ El desarrollo teórico de este punto puede hallarse en Ortega (2000); Wasmer y Zenou (2002) y Patacchini y Zenou (2005).

⁶ Véase tanto con respecto al primer mecanismo como a este segundo la creciente literatura sobre "neighborhood effects". Un reciente panorama se puede encontrar en Durlauf (2004).

de las áreas metropolitanas dificulta la obtención de información de oportunidades de empleo mediante redes sociales, (Holzer, 1987 y 1988).

No es difícil entrever la posible interacción entre los dos mecanismos que se han mencionado: distancia al empleo y redes sociales. La menor eficiencia en la búsqueda de empleo debido a la distancia explica concentración de desempleo en zonas con baja accesibilidad a los puestos de trabajo disponibles, lo que a su vez deteriora las redes sociales de los residentes, que encuentran mayores dificultades para encontrar empleo.

4. Medición de la accesibilidad al empleo

Una variable crucial en el análisis del desajuste espacial en el mercado de trabajo urbano es la accesibilidad a las oportunidades de empleo. Dicha variable debe tomar en consideración la estructura espacial de las oportunidades de empleo en el área (Rogers, 1997). Es decir, debe contemplar dónde se localizan los empleos y la distancia o el tiempo de acceso a los mismos⁷.

La variable empleada en esta investigación es el potencial de empleo de cada zona. Así, la accesibilidad al empleo para un individuo residente en la zona i se define como el número de puestos de trabajo disponibles en cada uno de los municipios del área ponderado por la inversa del tiempo de viaje:

$$ACCEMP_i = \sum_j \frac{EMP_j}{t_{ij}}$$

Donde: EMP_j es el número de empleos en la zona j
 t_{ij} es el tiempo de viaje entre las zonas i y j
 i , zona de residencia del hogar
 j , zona de localización del empleo

⁷ Es frecuente que los trabajos empíricos utilicen aproximaciones más simples debido a la falta de información necesaria para construir esta variable. Una de las medidas más comunes es el número de empleos, o densidad de empleo, dentro de un radio de distancia o tiempo (Immergluck, 1998; Gobillon y Selod, 2006). Esta medida no tiene en cuenta más que una parte del empleo respecto a cada zona e implícitamente está suponiendo que los costes de transporte más allá de la zona más cercana a la residencia del individuo son prohibitivos. Otros estudios aproximan la accesibilidad a partir del tiempo medio de viaje de los ocupados en la zona, (Patacchini y Zenou, 2005).

A pesar de que la variable relevante es el número de puestos de trabajo vacantes, dado que en ámbitos territoriales pequeños no existe información sobre los mismos, esta variable se aproxima a partir del número total de puestos de trabajo localizados en cada municipio. Es esperable que las zonas con mayor número de puestos de trabajo también generen un mayor número de vacantes (Rogers, 1997)⁸.

Esta medida se calculó para el tiempo de viaje en transporte público. Los datos de empleo proceden del Censo 2001 y están disponibles únicamente a escala municipal. No obstante, para las ciudades de Madrid y Barcelona se han desagregado los puestos de trabajo por distritos municipales. La zona de origen corresponde a las zonas de transporte en las que se hallan divididas las áreas metropolitanas a partir de las que se calculan las matrices de tiempo de viaje, mientras que las zonas de destino corresponden a los municipios, o a los distritos para las dos capitales⁹.

Con la finalidad de aproximar mejor las oportunidades de empleo de cada individuo, la accesibilidad se calculó según el número de empleos por nivel educativo. En concreto, se distinguió entre cinco niveles educativos: sin estudios, estudios de primer grado, educación obligatoria, estudios de segundo grado (bachiller o FP) y estudios de tercer grado (diplomados o licenciados), y a cada individuo de la muestra se le asignó la medida de accesibilidad que le correspondía según su nivel de estudios.

5. Los datos

Una primera dificultad a la que se debe hacer frente cuando se trabaja con áreas metropolitanas es la falta de una definición consistente para todo el país. Existen varios estudios que definen las áreas metropolitanas de acuerdo con distintos criterios. El área de Barcelona se ha definido según la Región Metropolitana de Barcelona que agrupa a 164 municipios y coincide con el ámbito metropolitano definido por el Pla Territorial

⁸ En una fase preliminar del estudio se ensayó una definición alternativa de accesibilidad construida a partir del cociente entre puestos de trabajo y activos en cada municipio, con el objeto de tener en cuenta el número de personas que compiten por los puestos vacantes. Los resultados, no obstante, no diferían sustancialmente de la primera definición, que fue seleccionada en aras a una mayor sencillez.

⁹ Las matrices de tiempo de viaje fueron calculadas por MCRIT.

General de Catalunya. El área de Madrid coincide con los límites de la Comunidad Autónoma¹⁰.

Los datos utilizados para la estimación de las ecuaciones proceden del Microcenso del INE del año 2001. Las ventajas de esta fuente de datos son el tamaño muestral (un 5% del censo de población) y el detalle territorial que permite trabajar a escala de sección censal. La base de datos contiene características del individuo, del hogar y de la familia. Dado que el objetivo es estudiar la probabilidad de empleo de las mujeres, la muestra se ha restringido a las mujeres con edades comprendidas entre los 16 y los 64 años. Según los datos del microcenso, la tasa de empleo de las mujeres para este grupo de edad en el área metropolitana de Barcelona era de un 64,9%, mientras que en Madrid se situaba en un 61,1%.

Las variables explicativas se han seleccionado de acuerdo con la evidencia empírica disponible y cabe agruparlas en tres categorías, tal y como se presentan en el cuadro 5. En primer lugar, las variables que caracterizan el individuo: edad, estado civil, número de hijos, años de estudio, nacionalidad y el salario estimado para el cónyuge. La última variable se calculó, para aquellas mujeres que viven en pareja, a partir de las ecuaciones de salarios estimadas con datos de la Encuesta de Estructura Salarial del año 2002 para las CC.AA. de Catalunya y Madrid. En efecto, para cada comunidad se estimó una ecuación auxiliar tipo Mincer que relaciona el logaritmo del salario con la edad, el nivel de estudios y el sexo del individuo; el resultado de estas estimaciones se detalla en el cuadro A.1 del anexo. La selección de variables incluidas en la ecuación de salario obedece a la disponibilidad de datos del microcenso 2001. Los coeficientes estimados en estas ecuaciones se han utilizado para calcular el salario de los cónyuges en nuestra base de datos. En la especificación final, esta variable se incluyó interaccionada con el estado civil, de manera que para las mujeres con pareja toma el valor del salario del cónyuge y cero en otro caso.

¹⁰ Se han excluido 8 municipios de la zona noroeste por problemas de datos, con una población total de 3482 habitantes.

Cuadro 5. Estadística descriptiva (media)

	Barcelona	Madrid
Tasa de empleo	64.9%	61.1%
Características individuo		
Edad	39	39
Casada o pareja	67.3%	64.1%
Número hijos	0.53	0.57
Años estudio	9.5	10.1
Salario cónyuge (€)	1771	1757
<i>País de origen</i>		
UE-15	0.8%	0.7%
África	0.9%	0.8%
América latina	2.9%	5.5%
Resto países	0.7 %	1.5%
Variables segregación		
Tasa de paro	10.9%	12.3%
Accesibilidad al empleo		
Sin estudios	1492.4	1053.9
Primer grado	4238.7	2928.3
ESO	8251.0	6621.0
Segundo grado	10047.3	8155.2
Tercer grado	8058.8	8622.1
Nº autos por adulto	0.44	0.43

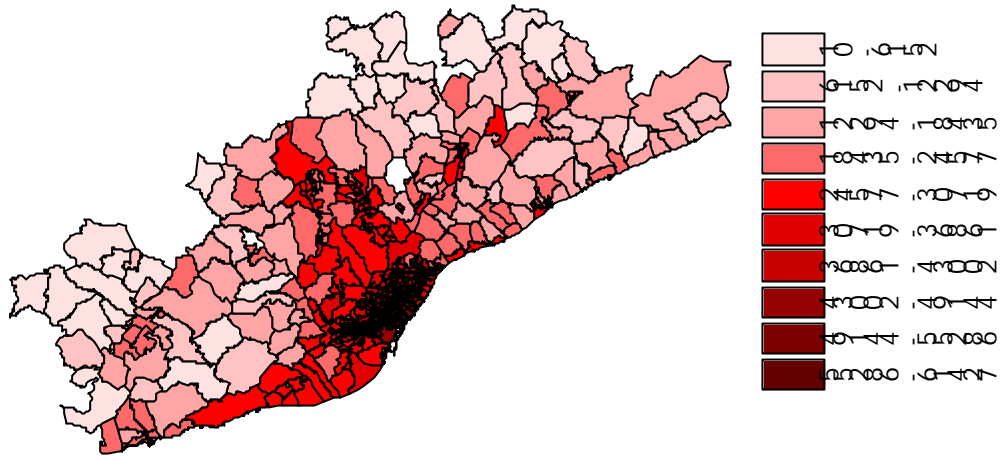
En segundo lugar, variables que caracterizan la sección censal de residencia, y que tienen por objetivo captar posibles efectos de segregación residencial. A partir de los datos del Censo 2001 se construyeron un conjunto de indicadores de segregación siempre para el ámbito de sección censal: tasa de paro, distribución de la población en edad de trabajar según nivel de estudio, distribución de la población en edad de trabajar según nacionalidad, distribución del stock de viviendas según año de construcción y distribución del stock de viviendas según superficie útil. El análisis de las características de segregación mostró una elevada correlación entre ellas. Dado que los coeficientes estimados para el resto de variables eran robustos respecto a cualquier combinación de variables de segregación incluida en la ecuación, se optó por incluir sólo la tasa de paro por ser la que proporcionaba un mejor ajuste.

Por último, se incluyen las variables que miden la accesibilidad al empleo. Tal y como se ha explicado en el apartado anterior, la accesibilidad en transporte público se ha aproximado a partir del potencial de empleo según el nivel de estudio para cada una de las zonas de transporte. Por otro lado, para medir el acceso al empleo en transporte privado se ensayaron dos variables. La primera, se definió de igual forma que la

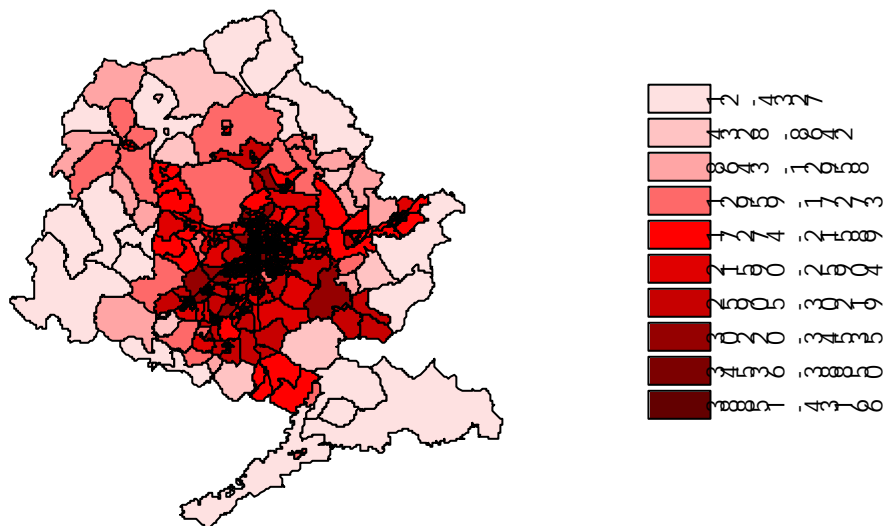
accesibilidad en transporte público pero ponderando por el tiempo de acceso en transporte privado, mientras que la segunda recoge la disponibilidad de automóvil para acceder al puesto de trabajo. Estimaciones preliminares mostraron que la variable claramente determinante del empleo es la disponibilidad de automóvil, más que el tiempo de acceso. Este resultado coincide con el hallado en otros estudios (Raphael y Rice, 2002 y Ong y Miller, 2005) y refleja que en ocasiones el automóvil es la única forma de conectar la residencia y el empleo. Por ello, en la especificación final de la ecuación se optó por incluir la disponibilidad de vehículo en el hogar para captar la accesibilidad en transporte privado. En concreto, la variable incluida fue el número de automóviles por adulto en el hogar.

A efectos de ilustrar el comportamiento de la accesibilidad al empleo en transporte público en las áreas metropolitanas de Barcelona y Madrid se presentan los mapas correspondientes al cálculo de la accesibilidad para el empleo total; es decir, sin distinguir por nivel de estudios. Obsérvese que la distribución de la accesibilidad al empleo en Madrid sigue un patrón claramente concéntrico respecto a la ciudad central. En Barcelona, aun distinguiéndose un centro de máxima accesibilidad, se puede apreciar una distribución con un carácter menos concéntrico, resultado de la existencia de un empleo más disperso a lo largo de toda la región metropolitana y de la existencia

Accesibilidad total al empleo en el área metropolitana de Barcelona



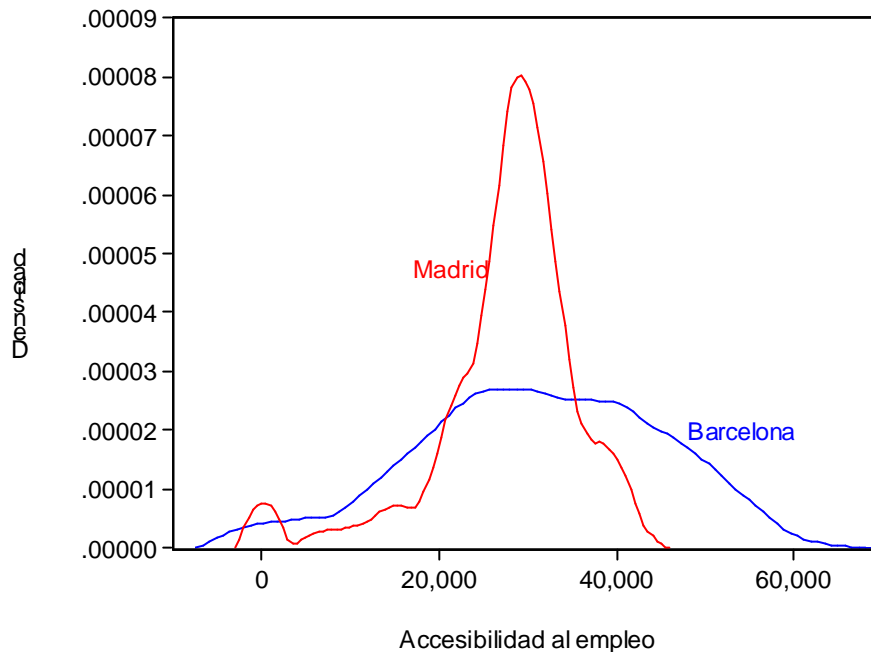
Accesibilidad total al empleo en el área metropolitana de Madrid



de subcentros de empleo más desarrollados y maduros (Mataró, Granollers, Sabadell, Terrassa, Vilafranca y Vilanova i la Geltrú) que en Madrid. Esta visión se refuerza en el gráfico 1 que presenta la distribución de la accesibilidad al empleo total para las dos áreas. Las dos distribuciones difieren claramente, mostrando una mayor varianza en la

de Barcelona; es decir, la mayor gradación de accesibilidades que se aprecia en el mapa correspondiente.

Gráfico 1. Accesibilidad al empleo total



6. El modelo estimado

La probabilidad de empleo de las mujeres se modelizó de acuerdo con un probit binomial en función de las características individuales, de las variables de segregación de la zona y de la accesibilidad al empleo.

$$P(E = 1) = \Phi(X' \mathbf{b})$$

La variable dependiente toma el valor 1 cuando la mujer está ocupada y 0 cuando está en el paro o se declara inactiva.

La estimación de esta ecuación requiere tener en cuenta que existe un problema de simultaneidad entre la decisión de la mujer de participar en el mercado de trabajo y el número de automóviles en el hogar. Aunque es cierto que la disponibilidad de automóvil aumenta la probabilidad de empleo¹¹, también existe causalidad en el sentido

¹¹ La importancia del automóvil para acceder al empleo está bien documentada en diversos estudios. Raphael y Rice (2002) aportan evidencia que la disponibilidad de coche aumenta la tasa de empleo y el

inverso, dado que las personas ocupadas pueden comprar un automóvil con mayor facilidad. Si ello es así, el coeficiente estimado en la ecuación de empleo estará sesgado al alza. La existencia de simultaneidad en las decisiones puede comprobarse en la estimación de las formas estructurales de las ecuaciones de participación de las mujeres y número de automóviles por adulto que se presentan en los cuadros 6 y 7 respectivamente. En la ecuación de participación laboral, el número de automóviles en el hogar tiene un impacto positivo y claramente significativo en la probabilidad de empleo.

Cuadro 6. Resultados estimación forma estructural ecuación empleo

	Barcelona		Madrid	
Variable Dependiente =1 si ocupada, y 0 en otro caso				
	Coeficiente	est.-z	Coeficiente	est.-z
Constante	-0.9235923	-12.47	-1.3544440	-20.81
Características individuales				
Edad	0.0696333	19.37	0.0862087	27.73
Edad ²	-0.0011567	-26.45	-0.0013122	-34.68
Años estudio	0.0982029	46.09	0.0861448	45.66
Nº hijos	-0.1979778	-26.76	-0.1738777	-28.95
Salario cónyuge	-0.0001549	-22.47	-0.0001969	-36.12
País de origen				
UE-15	-0.3761982	-5.94	-0.0923821	-1.60
África	-0.2422565	-4.31	0.1039604	2.02
Resto países	0.0344525	1.14	0.3342473	16.55
Variables localización				
Tasa de paro	-2.8608160	-16.83	-2.8383710	-18.05
Variables accesibilidad al empleo				
Sin estudios	0.0002503	13.24	0.0003133	13.26
1er Grado	0.0000529	10.41	0.0000630	9.38
ESO o superior	0.0000146	7.66	0.0000263	11.41
Automóviles por adulto	0.2378833	12.27	0.2250236	13.30
Nº observaciones	61997		80842	

La ecuación que explica el número de automóviles incluye como variables adicionales la superficie útil de la vivienda y el tipo de tenencia de la vivienda. Estas dos variables, junto con el salario del cónyuge y la variable ficticia que nos indica si la mujer está ocupada, deben interpretarse como variables proxy de renta. Esta ecuación se ha estimado de acuerdo con un modelo tobit para tener en cuenta que la variable

número de horas trabajadas en los Estados Unidos. Ong y Miller (2005) muestran que la falta de acceso al automóvil es el factor más importante para explicar los pobres resultados laborales de los habitantes más desaventajados en Los Ángeles.

dependiente está acotada entre cero y valores positivos. Tal y como puede observarse, el hecho de que la mujer esté ocupada tiene un impacto positivo y significativo sobre el número de automóviles.

Cuadro 7. Resultados estimación forma estructural ecuación automóviles por adulto

	Barcelona		Madrid	
Variable dependiente = número automóviles por adulto				
	Coefficiente	est.-t	Coefficiente	est.-t
Constante	0.3842913	19.79	0.2734255	15.48
Características individuales				
Edad	0.0060123	6.40	0.0074546	8.91
Edad ²	-0.0000958	-8.31	-0.0001102	-10.79
Años estudio	0.0104493	20.30	0.0193732	39.52
Nº hijos	0.0313045	15.93	0.0348681	21.09
Salario cónyuge	0.0000655	37.39	0.0000629	44.17
Ocupada (sí=1)	0.0314365	9.38	0.0272143	9.22
Características vivienda				
Superficie útil	0.0007584	19.98	0.0006888	25.28
Propiedad (alquiler =1)	-0.1311602	-29.89	-0.1554363	-36.83
País de origen				
UE-15	-0.0280815	-1.67	0.0062137	0.41
África	-0.1990341	-12.31	-0.2421005	-15.37
Resto países	-0.3291413	-36.19	-0.3284461	-52.89
Variables localización				
Tasa de paro	-0.7386303	-16.18	-1.1648140	-27.26
Variables accesibilidad al empleo				
Sin estudios	-0.0001427	-27.83	-0.0000863	-13.43
1er Grado	-0.0000548	-39.85	-0.0000500	-27.35
ESO o superior	-0.0000258	-53.29	-0.0000252	-41.75
Nº observaciones	61997		80842	

Las ecuaciones estructurales muestran, por lo tanto, que la situación respecto al empleo y el número de automóviles son variables endógenas. En ambas ecuaciones y ámbitos territoriales el resto de coeficientes toman el signo esperado y son significativos. Caso de tratarse de un modelo lineal estándar, la ecuación estructural relativa al número de vehículos no estaría identificada, dado que el número de coeficientes a estimar excede al número total de variables exógenas del modelo formado por las dos ecuaciones, la explicativa del empleo y la explicativa del número de automóviles. Sin embargo, esta

condición de identificación en nuestro caso no es aplicable directamente al tratarse de un modelo no lineal¹².

Una posible solución al problema de la endogeneidad a efectos de la estimación de la ecuación de empleo es proceder a la estimación del sistema de ecuaciones por máxima verosimilitud, dado que en modelos con variable dependiente discreta el estimador en dos pasos es inconsistente (véase Wooldridge, 2002, págs. 472 y siguientes). En nuestro caso, no obstante, no fue posible hallar estimadores robustos. Una posible razón de ello es la sensibilidad de la función de verosimilitud al cumplimiento del conjunto de hipótesis que subyacen a su formulación¹³.

La opción elegida ha sido aproximar las formas reducidas de ambas ecuaciones¹⁴. Por otro lado, cabe resaltar que al operar con formas reducidas el problema de la identificación desaparece. Dado que nuestro interés reside en la probabilidad de empleo, la forma reducida para la ecuación del número de automóviles se presenta sólo en el anexo (cuadro A.2).

El cuadro 8 muestra los resultados de la estimación de las ecuaciones reducidas de probabilidad de empleo para las áreas de Barcelona y Madrid. En la ecuación de Barcelona, la variable “superficie útil de la vivienda” es significativa, mientras que en Madrid sólo lo es de forma marginal. Tal y como se desprende de la comparación de los cuadros 7 y 8, los coeficientes estimados en la forma estructural y reducida son similares. En relación con las variables de accesibilidad, en ambos ámbitos se observa una reducción de los coeficientes al pasar a la forma reducida, que es más acusada para los niveles de estudio elevados.

¹² En un modelo no lineal el cumplimiento de la condición de identificación consiste en constatar que al formar la función de verosimilitud conjunta su máximo es compatible con un único conjunto de coeficientes estructurales.

¹³ La literatura más reciente aborda el problema de la endogeneidad, aunque todavía no existen resultados concluyentes. Raphael y Rice (2002), para explicar la probabilidad de empleo y el número de horas trabajadas, instrumentan la variable número de automóviles, aunque no hallan resultados significativamente distintos entre la ecuación estimada por MCO y la ecuación instrumentada. De forma similar, Ong y Miller (2005) instrumentan el número de vehículos en una ecuación de regresión que explica la tasa de empleo en la ciudad de Los Ángeles y hallan coeficientes ligeramente menores en la ecuación instrumentada; sin embargo, en una de las cuatro especificaciones que ensayan la diferencia va en sentido opuesto.

¹⁴ Se habla de aproximar dado que los modelos no lineales pueden carecer de forma reducida.

Un posible segundo problema de no exogeneidad aparece en relación con la localización residencial. Caso que existan factores no observables (por ejemplo, distinto nivel de productividad) que tengan un efecto simultáneo sobre la localización y la probabilidad de empleo, la accesibilidad estará correlacionada con las perturbaciones y los coeficientes serán inconsistentes. La estimación estará sesgada al alza o a la baja dependiendo de que los barrios donde se localicen las personas con menor probabilidad de empleo estén lejos o cerca de las zonas de empleo.

Cuadro 8. Resultados estimación de la forma reducida para la probabilidad de empleo

	Barcelona		Madrid	
Variable Dependiente =1 si ocupada, y 0 en otro caso				
	Coefficiente	est.-z	Coefficiente	est.-z
Constante	-0.8972950	-11.88	-1.2926460	-19.52
Características individuales				
Edad	0.0714331	19.87	0.0880074	28.30
Edad ²	-0.0011849	-27.08	-0.0013376	-35.31
Años estudio	0.0994537	46.50	0.0899418	47.41
Nº hijos	-0.1926302	-26.11	-0.1673009	-27.96
Salario cónyuge	-0.0001461	-21.34	-0.0001862	-34.49
País de origen				
UE-15	-0.3867082	-6.12	-0.0967115	-1.68
África	-0.2836880	-5.05	0.0577792	1.12
Resto países	-0.0199525	-0.67	0.2773661	14.06
Variables localización				
Tasa de paro	-2.8822180	-16.74	-3.0449160	-19.19
Variables accesibilidad al empleo				
Sin estudios	0.0002309	12.23	0.0002977	12.59
1er Grado	0.0000452	8.93	0.0000534	7.94
ESO o superior	0.0000109	5.76	0.0000215	9.28
Variables forma reducida				
Superficie vivienda	0.0007429	4.91	0.0001584	1.51
Nº observaciones	61997		80842	

El tratamiento de la simultaneidad para las variables que miden la accesibilidad al empleo es más complejo dada la dificultad para hallar instrumentos válidos. Weinberg et al. (2004) tratan la endogeneidad utilizando datos de panel y controlando por efectos fijos y características individuales no observables que varían en el tiempo. El estudio concluye que la endogeneidad sobreestima el efecto de segregación y subestima el efecto de localización o distancia (individuos con menor probabilidad de empleo se localizan cerca del CBD). Otros autores optan por buscar contextos en los que la localización o los cambios de accesibilidad sean claramente exógenos. Este es el caso

de Aslund et al. (2006) quienes estiman una ecuación de empleo para una muestra de refugiados en Suecia que no tuvieron libertad para elegir la localización de su primera residencia en el país, y el de Holzer et al. (2003) que analizan el impacto de la extensión de una línea del sistema de ferrocarril en San Francisco, de forma que los cambios en la accesibilidad pueden ser considerados exógenos. Es difícil, no obstante, hallar este tipo de situaciones. Una solución alternativa es restringir la muestra a colectivos para los que cabe pensar no deciden donde localizar su residencia. Es frecuente limitar la muestra a jóvenes que viven con sus padres y que, por consiguiente, no han elegido donde vivir (Dudarjin et al., 2007).

En este estudio, hemos optado por la última alternativa para juzgar la posible existencia de endogeneidad. Para ello, se ha reestimado la ecuación reducida para una submuestra que incluye sólo las mujeres que no han cambiado el municipio de residencia en los últimos 10 años, bajo la hipótesis que para ellas la localización residencial es exógena respecto a la localización de su lugar de trabajo. Ello ha significado reducir la muestra de Barcelona en un 19% y la de Madrid un 21%. Los resultados se hallan en el cuadro A.3 del anexo. Cabe resaltar que el cambio de municipio incluye la población inmigrante llegada en los últimos 10 años. Es posible, por ello, que los coeficientes resulten también afectados por este hecho. Sin embargo, la estimación muestra que los coeficientes de accesibilidad esencialmente se mantienen¹⁵. No se detectan, por lo tanto, posibles problemas de endogeneidad, por lo que las ecuaciones presentadas en el cuadro 8 constituyen una aproximación válida al análisis del impacto de la accesibilidad en la probabilidad de empleo.

7. Resultados de la estimación

Las variables que controlan las características individuales son las más significativas. La probabilidad de estar ocupada aumenta con el número de años de estudio y disminuye para las mujeres con hijos. La relación con la edad es no lineal, la probabilidad de empleo es máxima para las mujeres de 30 años en Barcelona y 33 en Madrid. Respecto a la nacionalidad, comparando los coeficientes con ser española, en el caso de

¹⁵ De acuerdo con un test de la “t”, la hipótesis nula de igualdad de los coeficientes de accesibilidad estimados para la muestra completa y la muestra restringida no se rechaza en ninguno de los casos ni para el área de Barcelona ni de Madrid.

Barcelona las mujeres procedentes de los países de la UE-15 y del continente africano tienen una menor probabilidad de estar ocupadas. En Madrid, destaca el coeficiente positivo y altamente significativo para aquellas procedentes del resto de países, esencialmente de América latina. Además, para las mujeres casadas, cuanto mayor es el salario del cónyuge menor es la probabilidad de empleo.

Los resultados confirman que existe un efecto de segregación residencial. Las personas residentes en zonas con una elevada tasa de paro tienen una menor probabilidad de hallar empleo, siendo los canales a través de los que opera esta relación una mayor dificultad para acumular capital humano y un deterioro de las redes sociales para acceder al empleo. Cabe notar que los resultados se mantienen prácticamente invariables cuando la tasa de paro se sustituye por otras variables de segregación, tales como el porcentaje de población con estudios de segundo y tercer grado o el porcentaje de viviendas nuevas. Estas dos variables reflejan barrios con personas más jóvenes y mayor nivel educativo. Los estudios realizados en ciudades europeas apuntan en la misma dirección. Gobillon y Selod (2006) hallan que la segregación residencial afecta negativamente la probabilidad de salida de paro en la región de París, y Dujardin et al. (2007) estiman que la segregación afecta la tasa de paro en Bruselas.

Las variables que miden la accesibilidad al empleo en transporte público resultan también claramente significativas. Para las áreas metropolitanas estudiadas se confirma que un mejor acceso al empleo en transporte público aumenta la probabilidad de trabajar. La distinción según nivel de estudios permite observar que el efecto es mayor para aquellas mujeres con menor nivel de estudios y, seguramente, con mayor dificultad para disponer de automóvil.

Aunque la literatura del desajuste espacial no ha dedicado demasiada atención al efecto del transporte público en el empleo, algunos trabajos recientes apuntan en esta dirección. Es interesante destacar el estudio de Kawabata (2003) que, para las ciudades de Los Ángeles y San Francisco, muestra como un mejor acceso al empleo en transporte público aumenta tanto la probabilidad de trabajar como el número de horas trabajadas, siendo el efecto mayor para aquellos que no disponen de automóvil. Holzer, Quigley y Raphael (2003) hallan que la extensión de una línea de ferrocarril en San Francisco, que supone una mejora de accesibilidad para una minoría residente en el centro para

conectar con un subcentro de empleo, aumenta el empleo relativo de los trabajadores que residen cerca de la estación.

Respecto a los estudios en ciudades europeas, no existen resultados concluyentes. Gobillon y Selod (2006) hallan que la desconexión de los puestos de trabajo no parece afectar la probabilidad de salida del empleo. Según los autores, una posible explicación es que la accesibilidad es buena en aquellos barrios más afectados por el paro. Dujardin et al. (2007) alcanzan una conclusión similar para la ciudad de Bruselas. En este caso, los autores argumentan que el resultado se explica por la estructura espacial de Bruselas, que concentra los hogares más desaventajados en áreas cercanas al empleo.

En sentido opuesto, Patacchini y Zenou (2005) aportan evidencia a favor de la hipótesis de desajuste espacial en las ciudades inglesas. En concreto, la intensidad de búsqueda de empleo disminuye con el tiempo de acceso al empleo, y es mayor para aquellos individuos que disponen de automóvil. Aslund et al. (2006), controlando por la posible endogeneidad de la residencia, hallan que la proximidad a los puestos de trabajo tiene un impacto positivo sobre el empleo.

Elasticidades

Con la finalidad de analizar cuál sería el impacto de las distintas opciones de política pública contempladas en la ecuación, se ha calculado la elasticidad de la probabilidad de empleo respecto a las siguientes variables: años de estudio, tasa de paro de la zona de residencia y accesibilidad al empleo según nivel de estudios. El valor de las elasticidades corresponde al valor agregado para toda la muestra y se ha calculado por simulación. Tal y como detalla el cuadro 9, el mayor valor para la elasticidad corresponde a los años de estudio. Es este un resultado bien conocido en la literatura. Una de las políticas más efectivas para incrementar la participación de la mujer en el mercado de trabajo es el aumento de su nivel educativo. No obstante, es posible también actuar por otras vías. Por un lado, evitar la segregación de los barrios contribuirá positivamente a la participación laboral. Por el otro, las mejoras en la red de transporte público también serán efectivas, sobre todo para las mujeres con niveles de estudios más bajos.

	Barcelona	Madrid
Años estudio	0.4113	0.4392
Tasa de paro	-0.1524	-0.1949
Accesibilidad		
Sin estudios	0.3345	0.3333
Primarios	0.1530	0.1456
ESO o superior	0.0393	0.0744

Cabe resaltar que las elasticidades se han calculado para los valores observados de las variables explicativas. No obstante, para analizar el impacto de medidas de política de transporte específicas cabría valorar la elasticidad para distintos colectivos de individuos. Por ejemplo, para la muestra observada, la elasticidad del empleo respecto a la accesibilidad para mujeres con estudios a nivel de ESO o superiores es baja; sin embargo, si se calcula para el colectivo de mujeres sin acceso al automóvil el impacto de esta medida es superior.

Si se comparan las elasticidades para las áreas de Barcelona y Madrid, se observa que los valores estimados son muy parecidos en los dos ámbitos. Así, pues, posibles diferencias en la localización del empleo no se traducen en respuestas distintas de los individuos a mejoras en la accesibilidad.

Una forma alternativa de valorar el impacto de una mejora en la accesibilidad es simular distintas políticas de transporte. A modo de ejemplo hemos calculado cuál sería el impacto sobre la tasa de empleo en el supuesto de que todos los individuos de la muestra vieran aumentada la accesibilidad hasta alcanzar el promedio de esta variable en la decila de zonas con valores más altos. El resultado se refleja en el cuadro 10.

	Barcelona	Barcelona	Madrid	Madrid
	Tasa empleo	? tasa empleo	Tasa empleo	? tasa empleo
Sin estudios	34.4	7.3	30.7	3.8
Primarios	45.0	4.3	37.7	2.1
ESO	59.0	2.0	53.5	2.0
2 grado	76.6	2.0	70.7	2.5
3 grado	87.1	1.0	82.8	1.8

El mayor impacto corresponde a las personas sin estudios y va disminuyendo a medida que aumenta la educación. Cabe señalar, por otro lado, que el porcentaje de personas

que viven en zonas cuya accesibilidad se sitúa por encima la media del 10% superior crece también con el nivel de estudios. En esta simulación, el menor impacto en el área de Madrid se explica por una mayor homogeneidad de la accesibilidad observada en los distintos municipios, lo que implica que la diferencia entre el valor observado y el promedio de la decila más alta sea inferior en relación con el área de Barcelona. Es decir, en el área de Barcelona sería necesario un mayor incremento de la accesibilidad para que todos los individuos de la muestra se situaran en la decila superior.

En resumen, los resultados del estudio muestran que una mejora en la conectividad entre el lugar de residencia y el empleo contribuirá a incrementar la participación de la mujer en el empleo. Los cambios en la localización espacial de las actividades han impulsado a menudo el automóvil como la única forma de conexión. No obstante, los graves costes de congestión, contaminación y de accidentes, desaconsejan seguir impulsando dicha forma de transporte. Esta investigación muestra como las mejoras en la red de transporte público pueden contribuir al mismo objetivo.

8. Conclusiones

A partir de los datos del Censo del año 2001, ha sido posible contrastar la hipótesis de desajuste espacial en el mercado de trabajo para las áreas metropolitanas de Barcelona y Madrid.

Los resultados de este estudio muestran que, controlando por las características individuales, la localización residencial afecta la probabilidad de empleo de las mujeres desde una doble vertiente. En primer lugar, se confirma la existencia de un efecto de segregación medido a través de la tasa de paro. En segundo lugar, una menor accesibilidad al empleo en transporte público disminuye la probabilidad de empleo. En este último caso la intensidad del impacto crece inversamente con el nivel de estudios.

De acuerdo con los coeficientes y elasticidades estimadas, las diferencias en la concentración del empleo en Barcelona y Madrid no parecen ser suficientes para afectar la relación entre las variables. No obstante, dado que en el área de Barcelona se observa una mayor dispersión de la accesibilidad, un ejercicio de simulación que sitúa la accesibilidad de todos los individuos de la muestra en el promedio de la decila más alta genera un mayor impacto sobre el empleo en el área de Barcelona. En efecto, según esta

simulación, la tasa de ocupación de las mujeres en Barcelona aumentaría un 21% para aquellas que no tienen estudios, un 9,6% para las que tienen estudios primarios, un 3,4% para las que tienen como máximo enseñanza obligatoria y un 2,6% para las enseñanzas de segundo grado. En Madrid estos porcentajes serían, respectivamente, 12,4%, 5,5%, 3,8% y 3,5%.

Cabe destacar que los resultados obtenidos son robustos frente a los posibles problemas de simultaneidad de las variables que capturan la accesibilidad al empleo. En efecto, una de las principales críticas que recibe la literatura del desajuste espacial es que la localización residencial no es una variable exógena. En este estudio la posible endogeneidad se ha controlado a través de la estimación de la forma reducida de la ecuación de empleo y restringiendo la muestra a un colectivo para el que cabe pensar que la decisión del lugar de residencia es exógena respecto a los puestos de trabajo.

Una vez se ha constatado el impacto que la localización tiene en la probabilidad de empleo, es posible apuntar posibles medidas de política pública.

En primer lugar, la mejora de la conectividad en transporte público entre empleo y residencia. Bajo la hipótesis de que son los costes de commuting los que realmente afectan a la decisión de trabajar, las medidas dirigidas a reducir los costes de tiempo en transporte público tendrán efectos positivos sobre el empleo, sobre todo en las personas con menores salarios. Una posible área de actuación es asegurar la conexión de los polígonos industriales con los núcleos de población del entorno.

En segundo lugar, el diseño de medidas que fomenten la inserción en el mercado laboral en barrios desfavorecidos. No obstante, estas medidas deben formar parte de un conjunto más amplio que tenga en cuenta las distintas facetas que afectan la problemática socioeconómica de estos barrios.

Por último, y a más largo plazo, se tendría que diseñar el planeamiento de ámbito metropolitano que integre usos del suelo y transporte. En este sentido, al menos en el área de Barcelona, se debiera reforzar el papel de los subcentros de empleo existentes, evitando una excesiva dispersión del empleo.

10. Referencias

- Aslund, O., J. Östh y Y. Zenou (2006), *How important is access to Jobs? Old question – improved answer*, IFAU Working Paper, 2006-1.
- Autoritat del Transport Metropolità (2006), *Pla Director de Mobilitat de la Regió Metropolitana de Barcelona*, Document de Treball, Diagnosi.
- Brueckner, J. y R. Martin (1997), “Spatial mismatch: an equilibrium analysis”, *Regional Science and Urban Economics*, 27, 693-714.
- Brueckner, J. y Y. Zenou (2003), “Space and unemployment: the labor-market effects of spatial mismatch”, *Journal of Labor Economics*, 21, 242-266.
- Coulson, E., D. Laing y P. Wang (2001), “Spatial mismatch in search equilibrium”, *Journal of Labor Economics*, 19, 949-972.
- Dujardin, C., H. Selod y I. Thomas (2007), *Residential segregation and unemployment: The case of Brussels*, INRA-LEA Working Paper 0701. Próxima publicación *Urban Studies*, 45, 1.
- Durlauf (2004), «Neighborhood effects», en J.V. Henderson y J.F. Thisse eds. *Handbook of Urban and Regional economics*, Vol. 4, North-Holland.
- Fieldhouse, E.A. (1999), “Ethnic minority unemployment and spatial mismatch: the case of London”, *Urban Studies*, 36, 9, 1569-1596.
- Gobillon, L. y H. Selod (2006), *Ségrégation résidentielle, accessibilité aux emplois et chômage: le cas de l'Île de France*, INRA-LEA Working Paper.
- Gobillon, L., H. Selod y Y. Zenou (2007), “The mechanisms of spatial mismatch”, *Urban Studies*, 44, 12, 2401-2427.
- Holzer, H.J. (1987), “Informal job search and black youth unemployment”, *American Economic Review*, 77, 446-452.
- Holzer, H.J. (1988), “Search method used by unemployed youth”, *Journal of Labor Economics*, 6, 1-20.
- Holzer, H.J., J.M. Quigley y S. Raphael (2003), “Public transit and the spatial distribution of minority employment: Evidence from a natural experiment”, *Journal of Policy Analysis and Management*, 22, 3, 415-423.
- Houston, D. (2005), “Employability, skills mismatch and spatial mismatch in metropolitan labour markets”, *Urban Studies*, 42, 2, 221-243.
- Ihlandfeldt, K. y D. Sjoquist (1998), “The spatial mismatch hypothesis: a review of recent studies and their implications for welfare reform”, *Housing Policy Debate*, 9, 849-892.
- Immergluck, D. (1998), “Job proximity and the urban employment problem: do suitable nearby jobs improve neighbourhood employment rates?”, *Urban Studies*, 35, 7-23.
- Kain, J. (1968), “Housing segregation, negro employment, and metropolitan decentralization”, *Quarterly Journal of Economics*, 82, 175-197.
- Kawabata, M. (2003), “Job access and employment among low-skilled autoless workers in US metropolitan areas”, *Environment and Planning A*, 35, 1651-1668.
- Matas, A. y J.L. Raymond (2008), “Changes in the structure of car ownership in Spain”, *Transportation Research part A*, 42, 187-202.
- Ong, P.M. y D. Miller (2005), “Spatial and transportation mismatch in Los Angeles”, *Journal of Planning Education and Research*, 25, 43-56.
- Ortega, J. (2000), “Pareto improving immigration in an economy with equilibrium unemployment”, *Economic Journal*, 110, 92-112.

- Patacchini, E. y Y. Zenou (2005), "Spatial mismatch, transport mode and search decisions in England", *Journal of Urban Economics*, 58, 62-90.
- Raphael, S. y L. Rice (2002), "Car ownership, employment and earnings", *Journal of Urban Economics*, 52, 109-130.
- Rogers, C. (1997), "Job search and unemployment duration: implications for the spatial mismatch hypothesis", *Journal of Urban Economics*, 42, 109-132.
- Wasmer, E. y Y. Zenou (2002), "Does city structure affect search and welfare?", *Journal of Urban Economics*, 51, 515-541.
- Weinberg, B.A., P.A. Reagan y J.J. Yankow (2004), "Do neighborhoods affect hours worked?. Evidence from longitudinal data", *Journal of Labor Economics*, 22, 4, 891-924.
- Wooldridge, J.M. (2002), *Econometric analysis of cross section and panel data*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

11. Cuadros anexos

Cuadro A.1. Variable dependiente: Log del salario mensual bruto. Hombres

	Catalunya		Madrid	
	Coeficiente	Estad.-t	Coeficiente	Estad.-t
Constante	5.302007	85.22	4.914535	68.21
Edad	0.072311	27.42	0.079532	25.04
Edad ²	-0.000651	-19.99	-0.000716	-18.32
Educación primaria	0.212346	5.62	0.353311	8.39
Educación secun. obligatoria	0.261812	6.94	0.383465	9.16
Educación secun. postoblig.	0.509444	13.09	0.677597	15.77
Diplomados	0.751646	18.80	0.960349	21.79
Licenciados	0.847051	21.72	1.122202	26.51
Form. Prof. Primer grado	0.451397	11.26	0.602911	13.21
Form. Prof. Segundo grado	0.579945	14.80	0.731716	16.77
R ² - ajustado	0.291336		0.33569	
Num. Observaciones:	15468		13798	

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial, 2002.

Cuadro A.2. Resultados estimación forma reducida ecuación número de automóviles

	Barcelona		Madrid	
Variable dependiente = número automóviles por adulto	Coefficiente	est.-t	Coefficiente	est.-t
Constante	0.3920174	20.18	0.2767005	15.65
Características individuales				
Edad	0.0067465	7.2	0.0081963	9.83
Edad ²	-0.0001083	-9.44	-0.0001218	-12.01
Años estudio	0.0113389	22.39	0.0201549	41.7
Nº hijos	0.0294433	15.04	0.0333871	20.27
Salario cónyuge	0.0000643	36.76	0.0000615	43.38
Características vivienda				
Superficie útil	0.0007663	20.17	0.0006907	25.32
Propiedad (alquiler =1)	-0.131346	-29.9	-0.1554286	-36.79
País de origen				
UE-15	-0.0316205	-1.88	0.0054025	0.35
África	-0.2025681	-12.51	-0.2421211	-15.34
Resto países	-0.3295575	-36.19	-0.3260311	-52.49
Variables localización				
Tasa de paro	-0.768399	-16.86	-1.191194	-27.91
Variables accesibilidad al empleo				
Sin estudios	-0.0001411	-27.51	-0.0000843	-13.11
1er Grado	-0.0000545	-39.6	-0.0000498	-27.2
Eso o superior	-0.0000256	-52.97	-0.000025	-41.43
Nº observaciones	61997		80842	

Cuadro A.3. Resultados estimación forma reducida ecuación empleo para la submuestras

	Barcelona		Madrid	
Variable Dependiente =1 si ocupada, y 0 en otro caso	Coefficiente	est.-z	Coefficiente	est.-z
Constante	-0.8477509	-10.02	-1.271272	-16.88
Características individuales				
Edad	0.0677303	17.08	0.0861229	24.68
Edad ²	-0.0011443	-23.89	-0.0013165	-31.23
Años estudio	0.1024324	41.52	0.0933704	41.13
Nº hijos	-0.1743646	-20.33	-0.161899	-22.25
Salario cónyuge	-0.0001369	-17.85	-0.0001803	-29.28
País de origen				
UE-15	-0.197392	-2.07	-0.0102013	-0.12
África	-0.1458948	-1.52	0.3613523	3.52
Resto países	0.0272717	0.48	0.2650803	6.55
Variables localización				
Tasa de paro	-2.889608	-15.3	-2.878384	-16.37
Variables accesibilidad al empleo				
Sin estudios	0.0002118	10.28	0.0002665	10.03
1er Grado	0.0000407	7.31	0.0000404	5.17
Eso o superior	8.94E-06	4.12	0.0000202	6.92
Variables forma reducida				
Superficie vivienda	0.0008722	4.85	-0.000119	-0.94

Cuadro A.4. Resultados estimación modelo probit ordenado para la tenencia de automóvil (Variable dependiente = 0, 1, 2, 3 o más automóviles)

	Barcelona		Madrid	
	Coeficiente	z-Statistic	Coeficiente	z-Statistic
Características cabeza familia				
Edad	0.01493	3.81	0.01378	3.81
Edad2	-0.00020	-4.48	-0.00018	-4.31
Años estudio	0.02859	20.62	0.03516	28.23
Sexo	0.10320	9.55	0.10636	10.61
Casado	0.42704	33.89	0.46131	40.41
Empresario	0.23360	10.71	0.28081	13.19
Gerente	0.12675	5.28	0.15519	7.80
Autónomo	0.08970	4.33	0.17258	8.52
No cualificado	-0.19810	-12.41	-0.19880	-14.51
País de origen				
UE-15	-0.23425	-4.73	-0.10498	-2.27
África	-0.63172	-12.73	-0.61927	-12.73
América	-1.15456	-26.40	-1.20522	-39.00
Resto Europa	-0.69196	-6.88	-0.97631	-18.64
Resto países	-1.01150	-12.18	-0.76371	-9.58
Características familia				
Adultos no ocupados	0.13437	20.77	0.10347	19.17
Ocupados	0.32473	51.47	0.29575	57.62
Superficie vivienda	0.00436	30.57	0.00429	39.70
Segunda vivienda	0.22676	15.91	0.24957	21.74
Tenencia vivienda	-0.37543	-25.03	-0.38282	-26.29
Características localización				
Tasa de paro	-2.12201	-13.14	-2.87319	-18.82
Accesibilidad trabajo	-2.22E-05	-30.47	-1.67E-05	-24.89
Ficticia ciudad	-0.15685	-8.87	-0.15817	-14.33
LIMITE_1	-0.21430	-2.48	0.00001	0.00
LIMITE_2	1.67640	19.37	1.77799	21.89
LIMITE_3	3.00777	34.48	3.15195	38.49
Nº observaciones	52375		63903	