

JUAN ANTONIO SANTANA
JOSÉ LUIS ROIG
Departament d'Economia Aplicada
Universitat Autònoma de Barcelona

josepluis.roig@uab.es

Papers, Regió Metropolitana de Barcelona
núm, 40, novembre 2003, pàgs. 35-54

Forma urbana y desempleo

1 Paro y ciudad: ¿Qué es territorial en la explicación del desempleo?

2 Distribución espacial del paro, segregación residencial i forma urbana: una comparación de Madrid y Barcelona

3 Características individuales, paro y forma urbana: un enfoque desagregado

4 Conclusiones y consideraciones sobre las políticas locales de mercado de trabajo

Bibliografía

Es planteja una reflexió teòrica en relació amb la influència que la forma urbana (és a dir, l'organització espacial de les ciutats) pot tenir sobre el nivell d'atur d'un determinat territori. En concret, aquesta anàlisi s'aborda a partir de la comparació de les diferències interzonals de les taxes d'atur entre les dues àrees urbanes més importants d'Espanya: els territoris funcionals corresponents a les àrees metropolitanes de Barcelona i Madrid. Així, aquests dos casos permeten estudiar dues estructures significativament diferents: d'una banda, l'àrea de Barcelona, policèntrica i amb un patró d'accessibilitat espacial a l'ocupació considerablement uniforme; i d'altra banda, l'àrea de Madrid, caracteritzada per una forta concentració de l'ocupació en les seves àrees centrals.

Se plantea una reflexión teórica en relación con la influencia que la forma urbana (es decir, la organización espacial de las ciudades) puede tener sobre el nivel de paro de un determinado territorio. En concreto, este análisis se aborda a partir de la comparación de las diferencias interzonales de las tasas de paro entre las dos áreas metropolitanas de Barcelona y Madrid. Así, estos dos casos permiten estudiar dos estructuras significativamente diferentes: por un lado, el área de Barcelona, policéntrica y con un patrón de accesibilidad espacial al empleo considerablemente uniforme; y por otro lado, el área de Madrid, caracterizada por una fuerte concentración del empleo en sus áreas centrales.

A theoretical reflection is posed regarding the influence that the urban shape (so to say, the spatial organization of the cities) may have into the level of unemployment of a specific territory. In concrete, this analysis is treated from a comparison of the interzonal differences in unemployment rates between the two most important urban areas in Spain: the functional territories corresponding to the metropolitan areas of Barcelona and Madrid. Thus, these two cases allow the study of two structures significantly different: on the one side, the area of Barcelona, policentric and with an spatial accessibility pattern to employment considerably uniform; and on the other hand, the area of Madrid, characterized by a strong concentration of employment in the central locations.

Une réflexion théorique est formulée en relation avec l'influence que la forme urbaine (c'est-à-dire, l'organisation spatiale des villes) peut avoir sur le niveau du chômage d'un territoire spécifique. Concrètement, cette analyse s'aborde à partir de la comparaison des différences interzonales des taux de chômage entre les deux secteurs urbains plus importants de l'État espagnol: les territoires fonctionnels correspondants aux zones métropolitaines de Barcelone et de Madrid. Ainsi, ces deux cas permettent l'étude de deux structures sensiblement différentes: d'une part, le secteur de Barcelone, polycentrique et avec un modèle d'accessibilité spatiale à l'emploi considérablement uniforme; et d'autre part, le secteur de Madrid, caractérisé par une forte concentration de l'emploi dans ses zones centrales.

Introducción

Una de las características del desempleo es su desigual distribución espacial. Esta desigualdad se refleja tanto en el ámbito interregional como en el intraurbano. La explicación de los diferenciales interregionales de paro ha dado lugar a una extensa literatura. No así el análisis de los diferenciales intraurbanos, cuya literatura tanto en Europa como en España es más bien escasa, especialmente si se compara con la norteamericana, en la que el estudio de los mercados urbanos de trabajo goza de una larga tradición. El objeto de estudio del presente trabajo es precisamente el análisis de estos diferenciales de paro en las ciudades, tanto en un ámbito agregado como individual. Una cuestión que la literatura urbana ha intentado responder, y que es el objetivo de estas líneas, es si existe relación entre la forma urbana y el desempleo urbano. Más concretamente intentamos responder a la siguiente pregunta: ¿afecta la organización espacial de las ciudades a los resultados de los individuos en el mercado de trabajo?

En las ciudades norteamericanas encontramos un patrón espacial de desempleo definido muy claramente en el que las mayores tasas de paro se generan en las partes centrales de las áreas metropolitanas, donde también se concentran desproporcionadamente las minorías raciales más desfavorecidas, en especial la población de color. En las ciudades europeas parece que la pauta dominante es la contraria. No obstante, se debería considerar que las ciudades europeas han tendido hacia patrones residenciales más complejos y fragmentados. En consecuencia, las periferias no están tan definidas socialmente como en el caso norteamericano.

La explicación del patrón espacial de paro norteamericano se desarrolla desde la perspectiva de lo que se conoce como la hipótesis de “desajuste (*mismatch*) espacial”, desarrollada inicialmente por Kain (1968), quien señala que debido a la relocalización de las empresas hacia la periferia de la ciudad, los trabajadores de color que residen en los centros se enfrentan a elevadas barreras geográficas para hallar buenos empleos. Por tanto, existe un “desajuste espacial” entre la residencia de los trabajadores y sus posibles lugares de trabajo que persiste debido a la discriminación sufrida en el mercado de la vivienda². La cuestión que se

debe dilucidar en esta hipótesis es si las menores tasas de empleo de la población de color en las zonas centrales es una pura cuestión de accesibilidad o tiene que ver con la discriminación racial (*race or space*).

En definitiva, la hipótesis introduce la relación que pueda existir entre estructura urbana y paro. En consecuencia, la probabilidad de paro de un individuo en la ciudad no sólo es determinada por aspectos que tradicionalmente se tienen en cuenta según las distintas teorías disponibles. La organización espacial de la ciudad en términos de la localización de la residencia y el empleo junto con las infraestructuras de transporte pueden afectar a los resultados del individuo en el mercado de trabajo.

El objeto de este artículo es indagar y obtener algunas respuestas sobre la relación entre distribución intraurbana del paro y estructura. Para ello, en la siguiente sección se establece un mínimo marco teórico de referencia de las relaciones entre ambas. Posteriormente, esto da lugar en una tercera sección a un análisis de diferenciales interzonales de tasas de paro, en el que se comparan los resultados obtenidos en dos áreas metropolitanas con estructuras urbanas muy diferenciadas: el área de Barcelona aparece como un buen ejemplo de área policéntrica con un patrón de accesibilidad espacial al empleo considerablemente uniforme a lo largo de su territorio, mientras que el área de Madrid ilustra el caso de un área monocéntrica en el sentido de una desproporcionada concentración del empleo en el centro del área. En la cuarta sección se entra en un análisis desarrollado con una base de datos individual en la que se explica el efecto de la estructura sobre las probabilidades de paro de los individuos de la muestra. En una última sección se derivan las principales conclusiones del trabajo.

1 Paro y ciudad: ¿qué es territorial en la explicación del desempleo?

¿Cuáles son las vías mediante las cuales el territorio urbano actúa sobre el desempleo? En primer lugar, la eficiencia de los procesos de búsqueda de empleo se encuentra asociada negativamente a la distancia que separa a las vacantes de la localización residencial de los desempleados. Este efecto se debe a que el flujo de información relevante de oportunidades de empleo decrece con la distancia física. Esto afecta especialmente a los parados de menor cualificación, que

¹ Una reciente evaluación de la evidencia disponible puede encontrarse en Ihlantfeldt y Sjoquist (1998).

utilizan con mayor frecuencia métodos informales de búsqueda. En consecuencia, la eficiencia de los procesos de búsqueda de empleo decrece con la distancia, pero a una tasa diferente según la cualificación del individuo. Esta es una de las razones que se aducen para explicar tanto el mayor radio de búsqueda de empleo que normalmente se observa en desempleados de mayor cualificación como la más amplia utilización por parte de éstos de redes de información formales en la búsqueda de empleo, cuyo alcance espacial es superior al de las redes de información de naturaleza informal. Los trabajadores menos cualificados muestran una mayor dependencia respecto a estas últimas, y ello restringe su área de búsqueda, o reduce sensiblemente la eficiencia de la búsqueda de empleo (y aumenta, en consecuencia, el coste de ésta) a medida que se amplía el radio del área de búsqueda.

En segundo lugar, los costes de *commuting* de los desempleados son crecientes con la distancia y, dados el stock y la dotación de servicios de infraestructura existente en el área urbana, aumentan la dificultad de acceder físicamente a los puestos de trabajo. Este aspecto condiciona y determina de manera directa el radio del área de búsqueda de empleo y el resultado de los procesos de búsqueda, tanto en términos de eficiencia como de intensidad. En la medida que los costes de movilidad e información varíen, también lo harán las áreas de búsqueda potencial de los trabajadores y las empresas. Esta circunstancia deriva en el hecho de que se observe una reducción de la probabilidad de aceptación de oportunidades a medida que aumenta la distancia entre la localización de tales oportunidades y la residencia del desempleado, a la espera de recibir ofertas de empleo más próximas al domicilio. Este principio se basa en los modelos de migración que conjugan las teorías de capital humano y de búsqueda de empleo para explicar la elección espacial de residencia y empleo. De acuerdo con estos modelos, el coste de la migración se encuentra relacionado, entre otros aspectos, con la distancia y es posible, por tanto, el ajuste de los costes de accesibilidad al empleo modificando tanto la localización de la residencia como la del empleo o ambas.

Estos no son los únicos mecanismos mediante los cuales la estructura urbana puede influir en la situación del individuo en el mercado de trabajo. La segregación residencial en términos socioeconómicos puede tener varias consecuencias. Dos de ellas son relevantes para nuestros propósitos. Primero, la segregación residen-

cial puede deteriorar las redes sociales en las zonas desfavorecidas. Esto es crucial si los contactos personales son una forma habitual de encontrar empleo, y este es especialmente el caso de los grupos de población más débiles en el mercado. En particular, la tasa de paro local en barrios desfavorecidos donde se concentran estos grupos es más elevada, de modo que los residentes tienen menores oportunidades de entrar en contacto con ocupados que suministren información relevante sobre potenciales empleos.

Finalmente, la segregación puede inducir efectos negativos cuando los empleadores sean reacios a contratar a trabajadores residentes en barrios degradados. La estigmatización de estos barrios puede llevar a una discriminación contra sus residentes en el mercado de trabajo.

El conjunto de mecanismos que se han descrito aproxima los efectos que el territorio pueda tener sobre la accesibilidad al empleo. En todos los casos, la existencia de restricciones a la movilidad diaria, la dificultad de transición en el régimen de tenencia en el mercado de vivienda, el número de centros de empleo y su distribución geográfica (en consecuencia, formas urbanas con mayor o menor policentrismo), así como el grado de conectividad de estos centros con la residencia son los elementos que determinan la distribución del desempleo urbano.

Tras exponer las formas mediante las cuales la organización espacial de la ciudad puede influir en la situación de empleo de los individuos en el mercado de trabajo, exploraremos sus implicaciones empíricas por dos vías. En la primera, objeto de la próxima sección, se establecerá la relación entre los diferenciales intraurbanos de tasa de paro y los condicionantes de la estructura urbana: accesibilidad al empleo y segregación residencial. En la segunda vía, desarrollada en la sección cuarta, el análisis será individual y se derivará de un modelo de probabilidad individual de paro en el que se introducirán los condicionantes de forma más compleja.

2 Distribución espacial del paro, segregación residencial y forma urbana: una comparación de Madrid y Barcelona

Los mecanismos que relacionan la estructura urbana y la accesibilidad al empleo influyen de forma distinta entre individuos con diferentes restricciones a la movilidad en los mercados de trabajo y de vivienda. Una de

las características diferenciales de los mercados locales de trabajo es su apertura a los flujos laborales, sea en términos de movilidad diaria como de migraciones. Esta permeabilidad confiere a la movilidad un protagonismo fundamental como mecanismo de corrección de esos desequilibrios, desde una lectura keynesiana². La presencia de esas restricciones permite a la movilidad una menor eficiencia como mecanismo de ajuste en los desequilibrios entre oferta (población) y demanda (empleo) de los mercados locales de trabajo. Esta menor eficiencia tiene como resultado la generación de concentraciones de desempleo en las áreas urbanas.

En definitiva, se está planteando que una misma forma urbana, definida como la distribución espacial de población y empleo, puede imponer restricciones diferentes a la accesibilidad al empleo a individuos con diferente capacidad de ajuste en términos de movilidad o de mercado de vivienda. Esta diferente capacidad de ajuste estará vinculada a características personales (sexo, edad, nivel educativo) y a características adquiridas en el mercado de trabajo derivadas de la historia laboral. Pero también nos podemos preguntar si individuos de idénticos perfiles en términos de estas características estarán sujetos a distintos grados de restricción de accesibilidad al empleo en diferentes estructuras urbanas.

En este sentido, en áreas de carácter policéntrico, la distribución de los centros de empleo, y en consecuen-

cia de las vacantes de empleo, es más homogénea que en estructuras más próximas al tipo monocéntrico. Cuando existen restricciones a la movilidad y desventajas o menor capacidad de ajuste en el mercado de vivienda, la menor dispersión de las oportunidades de empleo puede limitar la accesibilidad efectiva a la ocupación de los colectivos con mayor riesgo de paro. Si es así, la distribución geográfica del desempleo urbano debería ser a priori más segregada en áreas monocéntricas que en multicéntricas.

La comparación de dos áreas metropolitanas con estructuras urbanas diferentes debiera permitirnos contrastar los extremos anteriores. En el caso español, las áreas de Madrid y Barcelona nos brindan la oportunidad de tal comparación. La monocentricidad del área metropolitana de Madrid contrasta con el carácter policéntrico de la de Barcelona.

El hecho de que las dos áreas metropolitanas sean similares en términos de tamaño de población (tabla 1) facilita la comparación, puesto que en este caso las diferencias de estructura urbana pueden adscribirse a la localización relativa de empleo y población y en menor grado a diferencias de tamaño demográfico. En los datos comparativos relativos a los totales metropolitanos referidos a 1996, puede apreciarse que la población en edad potencialmente activa oscila en ambas áreas en el entorno de los tres millones de habitantes. Pero todavía es más interesante comprobar que las tasas de actividad y paro son prácticamente idénticas.

² Véanse en este sentido Evans y Richardson (1981) o Gordon (1989).

Tabla 1 Datos comparativos de las áreas metropolitanas de Barcelona y Madrid. 1996

Totales metropolitanos							
Área Metropolit.	Población 16-64 años	Activos	Ocupados	Empleos	Parados	Tasa de actividad	Tasa de paro
de Barcelona	2.948.525	1.913.094	1.502.420	1.517.186	410.674	64,9	21,5
de Madrid	3.469.308	2.230.772	1.742.582	1.748.234	488.189	64,3	21,9
Medias por zona							
Área Metropolit.	Nº de zonas	Pobl.16-64	Activos	Ocupados	Parados		
de Barcelona	578	5.101	3.309	2.599	710		
de Madrid	634	5.472	3.518	2.748	770		
Ciudades centrales							
	Empleo	% A.M	Pobl.16-64 años	% A.M	Emp/Pobl	Emp/Pobl (Resto A.M.)	
Barcelona¹	889.282	58	1.628.542	55,2	0,54	0,47	
Madrid	1.171.875	67	1.952.910	56,3	0,60	0,38	

1. En Barcelona, además del municipio central, se incluyen 10 localidades que conforman una área comparable al municipio de Madrid: Badalona, Cornellà, Esplugues, l'Hospitalet, Montcada i Reixac, el Prat, Sant Adrià, Sant Joan Despí, Sant Just Desvern y Santa Coloma de Gramenet.

Los datos de las ciudades centrales intentan aproximar el peso que tienen las mismas en el conjunto metropolitano de cada área en términos de población y de empleo. Tanto Madrid como Barcelona³ representan porcentajes muy similares de población. No así en relación con los puestos de trabajo localizados en cada ciudad, ya que el peso de Madrid en su área es nueve puntos superior al de Barcelona en la suya. Una forma sintética de ver las diferencias de estructura urbana como localización relativa de empleo y población, es el cálculo de la *ratio* entre puestos de trabajo y población en edad de trabajar. En las dos últimas columnas de los datos referidos a las ciudades centrales se muestra la *ratio*, primero para la ciudad central y segundo, para el resto del área metropolitana. El carácter no monocéntrico del área de Barcelona se refleja en la pequeña diferencia de densidad de empleo entre Barcelona y el resto de su área. Por el contrario, la densidad de empleo de la ciudad de Madrid es casi el doble que la del resto de su área metropolitana.

Para poder llevar a cabo un análisis comparativo más profundo de las dos áreas se ha utilizado para cada una de ellas una división zonal cuyas características se detallan en la tabla 1. En el caso de Madrid, las zonas utilizadas provienen de la *Encuesta domiciliaria de movilidad en día laborable de 1996 en la Comunidad de Madrid (EDM-96)*, elaborada por el Consorcio de Transportes de Madrid. La EDM-96 permite calcular los puestos de trabajo localizados para cada zona. Por su parte, las zonas del área de Barcelona provienen de la *Enquesta de Mobilitat Quotidiana* de 1996, de la ATM. Se ha asignado a estos dos conjuntos de zonas los datos de puestos de trabajo localizados⁴ y los de población en relación con la actividad correspondiente al Padrón de 1996.

A partir de estos datos se han podido calcular para cada zona las siguientes variables:

Potemp_i = Potencial de empleo de la zona i, definido de la siguiente manera:

$$Potemp_i = \sum_j \frac{E_j}{d_{ij}}, \text{ donde}$$

E_j = Empleos localizados en la zona j.

d_{ij} = Distancia euclidiana entre las zonas i y j.

³ Véase la nota en la tabla 1.

⁴ Los puestos de trabajo localizados no están desagregados por sexo ni por nivel educativo.

Potpar_i = Potencial de parados de la zona i, definido del mismo modo que potemp pero con el número de parados en lugar del número de empleos.

Potencial_i = Potemp_i - Potpar_i

Seprim_i = Porcentaje de población entre 16 y 64 años residente en la zona i sin estudios o con estudios primarios incompletos.

Tparf_i = Tasa de paro femenino de la zona i.

Tparh_i = Tasa de paro masculino de la zona i.

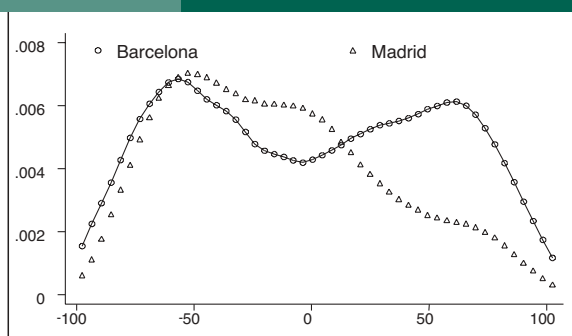
La variable de potencial de empleo, Potemp, aproxima la estructura urbana como relación entre las localizaciones del empleo y la población estableciendo una medida de la accesibilidad de cada zona al conjunto del empleo del área metropolitana, de modo que a mayor potencial mayor accesibilidad. Como ya se ha mencionado anteriormente, el patrón de accesibilidad al empleo diferirá entre áreas monocéntricas y policéntricas, de tal modo que en las primeras esperamos una concentración de elevadas accesibilidades en pocas zonas, mientras que en las segundas la distribución debería tender a ser más uniforme.

Para poner de manifiesto las diferencias en los patrones de accesibilidad entre ambas áreas se ha estimado un *kernel* de densidad. Esta metodología permite aproximar de forma continua lo que de otro modo sería expresado por un histograma de frecuencias. Es decir, el *kernel* alisa el histograma convirtiendo la distribución de la variable en cuestión en continua. La figura 1 muestra los resultados de estimar la distribución de frecuencias de la diferencia entre el potencial de empleo de cada zona y el potencial medio del área metropolitana expresado en porcentaje respecto a esa media. Por tanto, en el eje de abscisas, el valor 0 se corresponde con el valor medio metropolitano del potencial de empleo, mientras que +50 indica diferenciales positivos respecto a la media que representan el 50% de la misma. El eje de ordenadas señala la proporción (en tanto por 1) de zonas del área cuyo diferencial de potencial se corresponde con el del eje de abscisas.

La comparación de las distribuciones de los diferenciales de potencial de empleo pone claramente de manifiesto las diferentes formas urbanas de Madrid y Barcelona. Se puede apreciar que ambas áreas poseen un número relativamente similar de zonas con muy bajas accesibilidades al empleo, que alcanza un máximo en torno a diferenciales que representan el 50% por debajo de la media. A partir de este punto, en el área de

Madrid la frecuencia (el porcentaje) de zonas disminuye de manera continua con el aumento de potencial, especialmente cuando se alcanzan potenciales superiores a la media. Este es el tipo de comportamiento que sería esperable en un área monocéntrica. En sentido contrario, en el área de Barcelona se advierte un comportamiento considerablemente homogéneo, en términos del porcentaje de zonas, en el rango de diferenciales que se mueve entre -50% y +50%. En consecuencia, lo esperable es que la localización de la zona de residencia condicione en mayor medida la capacidad de ajuste espacial en Madrid que en Barcelona. Por consiguiente, los diferenciales interzonales de potencial deberían influir en mayor medida en la explicación de las diferencias interzonales de tasas de paro de Madrid.

Figura 1 Diferenciales zonales de potencial de empleo

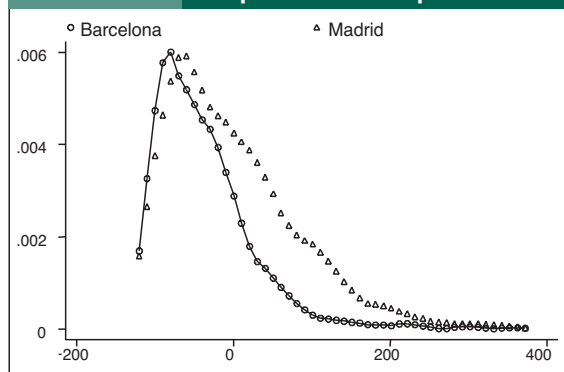


La variable *Seprim*, que es el porcentaje de población potencialmente activa de la zona sin estudios o con primaria incompleta, aproxima la segregación residencial mediante la concentración de la población por niveles educativos. La composición socioeconómica de la población zonal permite explicar los diferenciales de paro en la medida que el mercado de vivienda refleja las desventajas del mercado de trabajo. La concentración de individuos con características socioeconómicas asociadas con una mayor probabilidad de desempleo llevará a mayores tasas de paro. En este punto no es posible distinguir entre las posibles vías mediante las cuales la segregación residencial influye en el desempleo zonal.

Se ha efectuado el mismo ejercicio de estimación de la distribución de frecuencias zonales para la variable *Seprim*, expresada igualmente como diferencial zonal respecto a la media del área en porcentaje sobre esta última, tal como aparece en la figura 2. En este caso,

las diferencias entre las dos distribuciones nos permiten inferir la existencia de diferencias significativas en el grado de segregación entre ambas áreas.

Figura 2 Diferenciales de porcentaje de población zonal sin estudios o con primaria incompleta



La comparación de las dos distribuciones indica una clara diferencia entre ellas. Las dos áreas son muy similares en la distribución de zonas con porcentajes muy reducidos de población con nivel de estudios bajo o bien sin estudios. A partir de un determinado punto, la distribución de Madrid está notablemente desplazada hacia la derecha. En otras palabras, en el área de Madrid hay un mayor porcentaje de zonas con proporción de población con estudios bajos superior a la media. La mayor dispersión de la distribución de Madrid permite concluir que el grado de segregación residencial del área de Madrid es superior al de Barcelona. De nuevo, los condicionantes espaciales y, por tanto, la localización deberían tener mayor influencia en Madrid que en Barcelona sobre la distribución espacial del paro.

Finalmente, la distribución de las tasas de paro femenino y masculino (T_{parf} y T_{parh}), en los gráficos 3 y 4, ilustran la distribución territorial de desempleo en las dos áreas⁵. Una primera constatación de la comparación de ambos gráficos es que en cada ciudad la dispersión territorial del desempleo femenino es superior a la del masculino. En segundo lugar, las distribuciones femeninas son más similares que las masculinas, aunque en ambas la distribución de Madrid contiene a la de Barcelona. A partir de esto último puede estable-

⁵ Nótese que al igual que las otras variables, las tasas de paro se expresan como diferencia respecto a la media en porcentaje de la misma.

cerse que la dispersión de tasas de paro zonales es menor en Barcelona que en Madrid, aunque la diferencia es mayor en el caso del paro masculino.

Figura 3 Diferenciales zonales de tasa de paro femenino

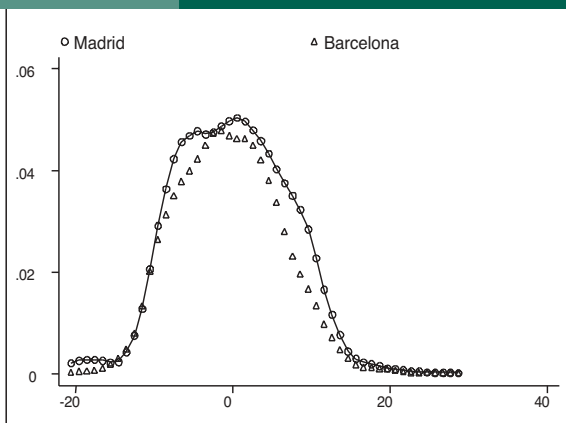
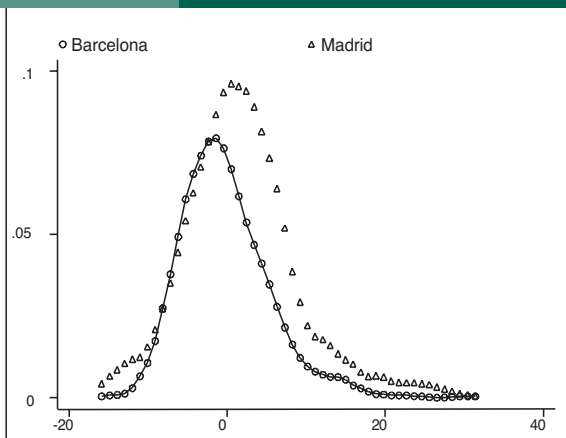


Figura 4 Diferenciales zonales de tasa de paro masculino



Adicionalmente, algunos comportamientos diferenciales entre las distribuciones de las dos áreas, que se manifiestan en las colas, merecen ser reseñados. En la cola izquierda (diferenciales por debajo de la media) se puede percibir que tanto para el paro masculino como para el femenino del área de Madrid existe un porcentaje de zonas con tasas de paro muy por debajo de la media superior al de Barcelona. En sentido contrario, pero esta vez sólo perceptible en el paro masculino, la cola derecha indica la existencia en Madrid de un número relativo de zonas notablemente mayor que en Barcelona, soportando tasas de paro muy por encima

de la media metropolitana. En definitiva, a la mayor dispersión de las distribuciones de paro del área de Madrid hay que añadir comportamientos extremos más acentuados.

Los dos indicadores de condicionantes espaciales de la distribución espacial del desempleo, potencial de empleo y porcentaje de población con bajo nivel de estudios, están suministrando señales de una mayor desigualdad en Madrid tanto de accesibilidad al empleo como de segregación residencial. En consonancia, es esperable que las dos distribuciones de tasas de paro de Madrid reflejen esta mayor desigualdad en forma de una mayor dispersión de las tasas de paro que en Barcelona. En definitiva, las características zonales parecen condicionar el resultado de paro en mayor medida en Madrid que en Barcelona. No obstante, los gráficos muestran que las diferencias de comportamiento son claramente superiores en el paro masculino, donde la distribución de Barcelona no sólo tiene una menor varianza, sino que está desplazada respecto a la de Madrid hacia una mayor masa de zonas con tasas de paro por debajo de la media.

Las zonas utilizadas como unidad de análisis son de un tamaño demográfico y físico suficientemente reducido como para suponer que su grado de apertura a los movimientos diarios residencia-trabajo es muy elevado. En consecuencia, cualquier crecimiento diferencial del empleo, respecto a su entorno en estas zonas, será absorbido rápidamente por el *commuting*, lo cual resultará en un efecto prácticamente nulo sobre la tasa de paro local. Si la composición socioeconómica de la población de estas zonas fuese idéntica, el efecto de la movilidad diaria sería la práctica eliminación de los diferenciales de tasa de paro. Sin embargo, la existencia de diferencias de composición, resultado de procesos que explican la segregación residencial, conduce a concentraciones diferenciales a lo largo del área metropolitana de grupos de población con características asociadas a elevadas probabilidades de desempleo. De aquí que cuanto menores sean las restricciones de la población a la movilidad diaria, en mayor medida la distribución del desempleo será reflejo de la distribución residencial de los grupos de población más vulnerables en el mercado de trabajo. Si las mujeres, por término medio, están sujetas a mayores restricciones a la movilidad que los hombres, las diferencias de accesibilidad, y en consecuencia la localización residencial, tienen que resultar más determinantes al explicar la distribución territorial del desempleo femenino. Por

otra parte, si, como se ha mostrado, las diferencias de accesibilidad y la segregación residencial son mayores en Madrid, las tasas de paro zonales en esta área serán más dependientes de estos factores que en el caso de Barcelona.

Para contrastar estas hipótesis de comportamiento se han estimado las ecuaciones (1) y (2), donde las variables que se explican son las tasas de paro zonales masculinas y femeninas, respectivamente. Por su parte, las variables explicativas son las mismas en ambas ecuaciones, Potencial y Seprim. La segunda variable ya se ha descrito anteriormente. Con respecto a la primera debe hacerse una acotación. Anteriormente se ha definido Potencial como la diferencia entre el potencial de empleo, Potemp, y el potencial de parados, Potpar. La localización de una zona determina su accesibilidad relativa respecto a la demanda de trabajo, como hemos visto, pero también respecto a la oferta de trabajo. Esto significa que la población de una zona tiene un determinado nivel de accesibilidad al empleo, pero también a la potencial competencia en el mercado en la ocupación de los puestos de trabajo. Si sólo incluyésemos la variable Potemp correríamos el peligro de que esta variable recogiese a la vez ambos efectos. Por esta razón, el potencial de empleo tiene que matizarse con el efecto de la oferta de trabajo que compite por esos empleos. De ahí que se utilice la variable Potencial que tiene en cuenta este efecto.

$$Tparh_i = \alpha_h + \beta_h * Potencial_i + \gamma_h * Seprim_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$Tparf_i = \alpha_f + \beta_f * Potencial_i + \gamma_f * Seprim_i + v_i \quad (2)$$

Los resultados de las estimaciones se muestran en la tabla 2. Una primera constatación es que en cada área

la capacidad explicativa del modelo (R^2 -aj) es considerablemente superior en el paro femenino. Las dos variables son capaces de explicar el 32%, en Barcelona, y el 43%, en Madrid, de la variación de las tasas de paro femenino en ambas áreas. La variación explicada en los modelos de paro masculino no alcanza el 20%. Por tanto y como se esperaba, el paro de la población activa femenina está condicionado en mayor medida que el de los hombres por las características de la localización de la residencia, tanto por lo que se refiere a la accesibilidad al empleo como a la composición socioeconómica de la población zonal. Nótese que la capacidad explicativa del modelo es superior en el área de Madrid, que era la expectativa debido a su carácter monocéntrico y, en consecuencia, con mayores desigualdades en la accesibilidad al empleo.

Por otra parte, de los resultados puede inferirse que la accesibilidad presenta una mayor influencia para explicar el desempleo que la segregación en las mujeres que en los hombres, si atendemos a los valores de los estadísticos t . Es decir, a pesar de que el efecto de la segregación (Seprim) es mayor en el paro femenino, si nos atenemos a los coeficientes, el peso relativo de la accesibilidad en la explicación del desempleo es superior en las mujeres, y adicionalmente es mayor en Madrid que en Barcelona. La accesibilidad es más relevante para el colectivo con mayores restricciones a la movilidad y, por tanto, con menor capacidad de ajuste. Consiguientemente, los diferenciales de paro masculino parecen depender del nivel de segregación en mayor medida. No obstante, los coeficientes de Potencial son mayores en los modelos de Barcelona si se compara cada género. Este mayor efecto implica que el beneficio marginal de una mejora de la accesibilidad al empleo es más elevado en la ciudad policéntrica que en la monocéntrica y para las mujeres que para los hombres.

Tabla 2 Resultados de la estimación de las ecuaciones (1) y (2) en cada área metropolitana

	Variable dependiente: tasa de paro zonal			
	Barcelona		Madrid	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Potencial	-0,1167	-0,195	-0,0195	-0,1264
<i>t</i> -est	-8,8	-13,6	-2,3	-16,9
Seprim	0,0198	0,0349	0,0237	0,0254
<i>t</i> -est	7,2	9,3	9,1	8,7
Constante	-0,2283	-0,4389	-0,008	-0,0129
<i>t</i> -est	-1,07	-1,6	-0,04	-0,006
R^2 -aj	0,177	0,322	0,1989	0,4359
F	73,92	174,43	76,91	333,44
N	578	578	634	634
	Errores estándar robustos			

3 Características individuales, paro y forma urbana: un enfoque desagregado

Hasta aquí se ha analizado la relación entre forma urbana y desempleo desde un punto de vista agregado. De los resultados obtenidos puede establecerse que la estructura urbana influye en la distribución espacial del desempleo. Diferentes formas urbanas afectan en distinto grado a esta distribución. En esta sección nos centraremos en un análisis de nivel individual que nos permitirá deslindar de forma bien definida los

efectos de las características individuales de los efectos agregados. En definitiva, se trata de establecer cómo una misma estructura urbana puede afectar la probabilidad de desempleo de individuos diferentes.

Para ello se parte de un modelo de comportamiento individual de oferta de trabajo en el que se delimitan las condiciones bajo las cuales un individuo tomará la decisión de participar y ocupar una vacante de empleo o bien permanecer en una situación de no empleo. En los modelos estándar de búsqueda y participación, cuando no se consideran las fricciones que en términos de costes pecuniarios y de tiempo implican las distancias asociadas a la oferta de vacantes de empleo, los individuos maximizan el bienestar presente y futuro que se deriva de los estados de ocupación y paro. En este tipo de modelos un concepto crucial es el “salario de reserva”. Es el salario más bajo por el cual el individuo, dada la tasa de llegada de ofertas de empleo, decide aceptar una vacante. Así, el individuo evalúa las ofertas de empleo comparando el salario asociado a la oferta con su salario de reserva.

La introducción del espacio en este tipo de modelo comporta cambios en el marco de referencia. Dada la localización residencial de un individuo, la aceptación de ofertas implica la consideración del salario neto de costes de *commuting* respecto al salario de reserva neto. Este cálculo es afectado por la distribución de distancias asociadas a las vacantes desde la localización residencial del individuo. Desde este punto de vista, el objeto de análisis es el efecto de la forma urbana en términos de las distancias asociadas a las vacantes de empleo a las que se enfrentan los desempleados sobre la probabilidad de paro. Pero también se introduce el efecto de la composición socioeconómica del entorno residencial del trabajador sobre esa probabilidad. A partir de estas consideraciones se plantea el modelo que estimar que se desarrolla a continuación.

El elemento fundamental del modelo es una ecuación que estima la probabilidad de paro como función de características personales (edad, sexo, nivel educativo) y situacionales (ocupación, sector) del individuo en el mercado de trabajo, así como variables que aproximan la desventaja en el mercado de vivienda. Suponemos que la probabilidad de paro depende de la distancia de las vacantes recibidas por el individuo. Cuanto mayor es la distancia, mayor es el coste de transporte y menor, en consecuencia, el salario neto ofertado. A igualdad de características, cuanto menor sea el salario

neto ofrecido, mayor es la probabilidad de que esté por debajo del salario neto de reserva. Si esto ocurre, el individuo rechazará la oportunidad ofrecida.

Sin embargo, no se puede llevar a cabo una estimación adecuada de la probabilidad de no empleo en el caso de los no ocupados. La razón es que la distancia de viaje al trabajo no es observable para los desempleados. Es decir, desconocemos la distancia teórica en que incurrirían los parados, dadas sus características individuales y residenciales en caso de acceder a una vacante. Si se estimase una ecuación que explicase la distancia por el método de mínimos cuadrados ordinarios, asignando distancia “cero” a los parados, llevaría a la obtención de estimadores sesgados si la probabilidad de que se observe una distancia cero en un individuo no es aleatoria y está correlacionada con características que influyen la probabilidad de no empleo.

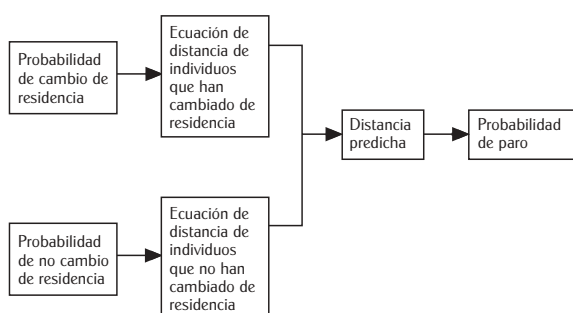
Una forma estándar de tratar este problema es la estimación bietápica de Heckman⁶. Dado que la distancia sólo es observable cuando el individuo se encuentra ocupado, las distancias asociadas a las vacantes de empleo relevantes para los parados pueden interpretarse como función de las variables que determinan la probabilidad de empleo. Es decir, se estima la ecuación de distancia introduciendo un término de corrección en la ecuación que nos aproxima la probabilidad teórica de no empleo de cada individuo, dadas sus características. Consiguientemente, se requiere una primera etapa en la que se estime la probabilidad de paro de los individuos de la muestra en función de sus características. Con esta aproximación es posible predecir la distancia que teóricamente se correspondería con cada individuo parado u ocupado de la muestra, dadas sus características.

El segundo problema tiene un carácter menos instrumental. No se puede considerar independiente o exógena la distancia de viaje al trabajo de la localización residencial del individuo. Una posible forma de ajuste del individuo en el mercado de trabajo, en relación con la localización del empleo, es la relocalización residencial. En este sentido, la distancia puede ser dependiente de las decisiones de localización residencial del individuo. Para introducir el efecto de interacción entre la determinación de la distancia y la residencia del individuo, se estiman sendas ecuaciones de distancia para

⁶ Heckman (1979).

los individuos que han cambiado y los que no han cambiado residencia durante el periodo de referencia. Para ello se sigue un procedimiento similar al utilizado para el tratamiento de la distancia de los parados. Se estima un modelo que explique la probabilidad de cambio residencial. El resultado de las probabilidades derivadas de este modelo nos permite introducir un término en cada una de las ecuaciones de distancia que controlan las probabilidades de los individuos de haber cambiado o no de residencia. El objetivo es de nuevo evitar el sesgo en la estimación de la ecuación de distancia si las características no observables que determinan la localización residencial están correlacionadas con las características individuales y locales que explican la distancia al trabajo. En definitiva, la ecuación de distancia se estima condicionada a que el individuo haya cambiado de residencia o no lo haya hecho.

Esquemáticamente, el modelo y su secuencia de estimación toman la siguiente forma:



La distancia predicha⁷ aproxima cuál sería la distancia entre la residencia y el trabajo asociada a las vacantes recibidas por los individuos de la muestra dadas sus características personales y de localización residencial. A mayor distancia, para individuos con características similares, mayor probabilidad de paro, ya que una mayor distancia implica un menor salario neto ofertado con la vacante.

Una vez descrita la estructura básica del modelo, se pasa a explicar la especificación de las ecuaciones y el sentido de las variables incluidas en las mismas. En primer lugar, las variables explicativas de la ecuación

de cambio residencial se refieren sólo a características personales: edad y nivel educativo del cabeza de familia en el momento en que produce la decisión de relocalización residencial. Lo que podríamos definir o interpretar como tasa de rendimiento asociada a la relocalización residencial familiar aumenta con el nivel educativo o de cualificación de sus miembros. Diversos estudios infieren una relación de causalidad positiva entre la categoría ocupacional o de ingresos y la movilidad residencial. Adicionalmente al hecho de que mayores niveles de cualificación pueden estar actuando como proxy de ingresos más elevados, las razones que explican este comportamiento diferencial según el nivel de cualificación se encuentran en la más amplia dispersión o menor concentración geográfica de los empleos que requieren mayores niveles de especialización.

La influencia de la edad del cabeza de familia aproxima las necesidades residenciales de la unidad familiar en función de su perfil de ciclo vital. En consecuencia, es esperable una mayor probabilidad de que se hayan producido cambios residenciales en aquellas edades correspondientes a las fases iniciales del ciclo vital familiar.

La falta de información sobre la zona de origen en aquellos casos en que se ha producido cambio residencial durante los últimos cinco años, hace inviable la caracterización en los modelos de las decisiones de cambio residencial tanto de la componente de demanda en el mercado de trabajo como de oferta en el mercado de vivienda, así como las implicaciones que en esta materia pueda tener la forma urbana, aproximada mediante la accesibilidad al empleo de las zonas de origen. Aunque la carencia de esta información constituye una limitación considerable para el análisis de estas decisiones residenciales, cabe enfatizar que, en nuestro caso, el objetivo explícito asociado al modelo desarrollado no se ciñe a la explicación exhaustiva del cambio residencial, sino simplemente a la derivación de factores de corrección que permitan controlar y corregir el sesgo que las características individuales explicativas de la probabilidad de cambio residencial puedan tener sobre la configuración de las pautas de movilidad obligada de la población.

La distancia de viaje al trabajo está influida por características personales como nivel educativo, sexo y edad. La probabilidad de aceptación de una vacante de empleo a mayor distancia de la localización residencial

⁷ Nótese que esta distancia predicha se calcula tanto para ocupados como para los parados de la muestra, gracias al término de corrección introducido en sendas ecuaciones de distancia.

del individuo crece con el nivel educativo (Börsch-Supan, 1990). Una de las principales razones que explican este comportamiento es que los puestos de trabajo más cualificados están localizados a menores densidades y concentración que la media. Como consecuencia, el radio de búsqueda de los trabajadores más cualificados será superior al de trabajadores con menores niveles de cualificación (Simpson, 1992). Para estos últimos, la mayor densidad y menor dispersión geográfica de las oportunidades implica una menor probabilidad de que el incremento de coste asociado a la ampliación del radio de las áreas de búsqueda de empleo y/o de viaje al trabajo compense el potencial incremento de salario en que podrían incurrir al considerar un mayor abanico de oportunidades de empleo.

Por lo que se refiere a la relación entre género y movilidad obligada, son numerosas las investigaciones que señalan que las distancias y tiempos de *commuting* son, en términos generales, inferiores en el caso de la mujer (Madden, 1981). Las restricciones de tiempo más severas que en el hombre, debido a las diferencias de género existentes en la distribución del trabajo doméstico, estarían tras este comportamiento medio.

La edad puede condicionar la determinación de las áreas de viaje al trabajo y, en consecuencia, la distancia de *commuting* mediante una doble vía. En primer lugar, el incremento del nivel de ingresos salariales de los trabajadores se encuentra correlacionado positivamente con la acumulación de experiencia en el empleo, la cual normalmente se adquiere con la edad. Los mayores ingresos permiten reducir las restricciones sobre la posibilidad de relocalización residencial del individuo y, por consiguiente, sobre su capacidad de ajuste en términos de accesibilidad al empleo. Un segundo camino de efecto de la edad es el cambio en preferencias respecto a la densidad residencial y a la accesibilidad al empleo a lo largo del ciclo vital familiar.

Adicionalmente a las características personales, otras características pueden actuar como determinantes de la distancia. El sector de actividad, debido a las diferencias de dispersión territorial del empleo, puede afectar el comportamiento de movilidad diaria del individuo.

En la sección anterior se ha mostrado el efecto de la segregación sobre la distribución territorial de paro. Un mayor grado de segregación actúa penalizando en el

mercado de vivienda a los grupos en desventaja. Como resultado, la distribución espacial de la población, según características socioeconómicas, reflejará esa desventaja. Si las mismas características también afectan negativamente en el mercado de trabajo, la interacción de la desventaja en sendos mercados conduce a que encontremos tasas de paro más elevadas en zonas del área metropolitana donde se concentra la residencia de grupos de población con características asociadas a probabilidades de paro más elevadas. Sin embargo, en un análisis individual ya se está considerando separadamente el efecto de las características personales del individuo sobre su probabilidad de desempleo. Las variables de características socioeconómicas de la población zonal, por consiguiente, ya no capturan el efecto composición sobre el paro zonal, sino que deben ir más allá. Su introducción está suponiendo que la segregación residencial induce efectos derivados sobre los individuos que en último término devienen en una mayor probabilidad individual de paro.

La hipótesis aquí postulada es que el medio residencial influye indirectamente en la probabilidad de paro del individuo a través de la determinación del ámbito de búsqueda de empleo y, por ende, de la distancia de viaje al trabajo. El entorno residencial, medido en términos de las características socioeconómicas de la población de la zona de residencia del individuo, aproxima la disponibilidad de información sobre oportunidades de empleo. En concreto, las variables utilizadas son el porcentaje de población zonal analfabeta o con primaria incompleta y el porcentaje de población con estudios superiores. En la medida que estas variables están correlacionadas con mayores y menores tasas de paro zonal, respectivamente, también lo estarán con una menor y mayor disponibilidad de información relevante relacionada con la localización de oportunidades de empleo. Una menor disponibilidad de información hace verosímil la ampliación del radio de búsqueda, que resulta en mayores distancias esperadas de *commuting* y viceversa.

La relación entre estructura urbana y el comportamiento individual respecto a la distancia de viaje al trabajo se establece mediante la inclusión de dos variables en las ecuaciones de distancia. La primera es *potemp*, potencial de empleo de la zona de residencia del individuo, variable ya utilizada en la sección anterior. La segunda, *densemp*, es la *ratio* entre los puestos de trabajo del municipio donde se encuentra la zona de residencia y la población potencialmente activa del

municipio (población entre 16 y 64 años); es decir, una medida de la densidad de empleos respecto a la población que teóricamente compite por esos puestos de trabajo.

Respecto a la primera variable, mayores accesibilidades al empleo implican menores costes de búsqueda y de viaje al trabajo, de tal manera que para aquellos individuos localizados en zonas con mayor accesibilidad o potencial de empleo, el coste por unidad de distancia es menor con relación a las áreas con menor accesibilidad y, en consecuencia, es factible ampliar el radio del área de búsqueda, con lo que aumenta la probabilidad de observar mayores distancia efectivas de viaje. Las localizaciones con un mayor grado de accesibilidad al empleo dotan a sus residentes de una mayor flexibilidad espacial, siendo mayor la posibilidad de utilizar las relaciones de *commuting* como sustitutivas del movimiento residencial. En lo que se refiere a la densidad de empleos, una mayor cantidad de empleos en relación con la población en el ámbito inmediato del individuo más allá de la zona, el municipio, supone que el individuo tendrá mayor probabilidad de enfrentarse a vacantes aceptables de empleo a menores distancias. En consecuencia, la expectativa es que a mayor potencial de empleo, mayor distancia; pero a mayor densidad de empleos, menor distancia.

Por último, se introducen dos variables de control. En primer lugar, se controla si el individuo ha cambiado de empleo durante el período de referencia. En la medida que la distancia de viaje depende no sólo de la localización de la residencia, sino también del empleo, con esta variable se busca capturar el efecto que tenga sobre la distancia ajustes en términos de cambio de localización del empleo, tanto si el individuo ha cambiado como si no ha variado de residencia. En principio no hay una expectativa respecto al signo que debiera tomar la variable. Pero el signo y la significación de la variable nos permitirán establecer en qué medida los individuos ajustan sus comportamientos espaciales en términos de la localización relativa de residencia y empleo. La segunda variable de control captura el efecto sobre la distancia del modo de transporte. Se especifica como una variable ficticia que toma valor 1 si el individuo se desplaza en transporte público.

En la ecuación final de probabilidad de paro se incluyen variables habituales de características personales (sexo, edad y nivel educativo). Junto a ellas se han introducido dos variables que capturan posible desventa-

ja en el mercado de vivienda: la primera se refiere al tipo de tenencia, y es una variable ficticia que toma valor 1 si el individuo reside en una vivienda en alquiler. La segunda se refiere a características de la vivienda. En concreto, se trata de otra variable ficticia que toma valor 1 si la vivienda alcanza, como máximo, 60 m² de superficie. Adicionalmente, se especifican variables ficticias que definen el perfil ocupacional y sectorial del individuo que caracterizan su puesto de trabajo actual o el anterior a su situación de paro.

Finalmente, en la ecuación se han introducido variables para controlar el crecimiento de oferta y demanda de trabajo. Respecto al primero, se calculó el componente de crecimiento vegetativo de la población activa del municipio de residencia del individuo. En lo que se refiere al crecimiento de la demanda, se calculó el crecimiento medio ponderado del empleo en el área de viaje al trabajo del municipio del individuo, donde el factor de ponderación es el porcentaje que representa cada municipio de destino en los flujos de salida por *commuting* desde el municipio del individuo. La última variable es la distancia imputada, calculada como ya se ha explicado a partir de los valores predichos de las ecuaciones de distancia.

La muestra de individuos utilizada para estimar el modelo procede de la *Enquesta sobre condicions de vida i hàbits de la població de la Regió Metropolitana de Barcelona, 1995*, elaborada por el *Institut d'Estudis Metropolitans de Barcelona*. La muestra está compuesta por 2.680 individuos residentes en el conjunto de las 578 zonas en que se ha dividido la Región Metropolitana de Barcelona. De ellos, 2.163 estaban ocupados en el momento de la encuesta y 517 estaban en situación de paro. Por sexos, de los 2.163 ocupados 880 eran mujeres y 1.283, hombres. De los 517 parados, 245 eran hombres y 272 mujeres. La información suministrada por la encuesta permite asignar a los individuos a la correspondiente zona de residencia y conocer si el individuo ha cambiado de zona de residencia durante los cinco años anteriores a la encuesta. No obstante, no hay información, en caso de cambio, de la zona de origen. Es decir, sabemos si el individuo ha cambiado de zona de residencia, pero no desde qué zona de origen. Concretamente, en la muestra, 1.461 individuos cambiaron de residencia durante los cinco años anteriores a la encuesta, mientras que 1.219 permanecieron en la misma zona durante todo el período. Este dato nos habla de la importancia de la movilidad residencial, durante el período de análisis, en el ámbi-

to de la Región Metropolitana. Las distancias de viaje al trabajo se calcularon a partir de las respuestas de los encuestados sobre el lugar de residencia y el lugar de trabajo, utilizando las distancias físicas interzonales calculadas con el programa ATMax, de la red de transporte de la Región Metropolitana de Barcelona. En la tabla 3 se muestran las distancias medias derivadas a partir de las respuestas de la encuesta para hombres y mujeres; se distingue entre quienes cambiaron de zona y los que no cambiaron de zona de residencia durante el período. Es claramente perceptible la diferencia de distancias medias de los hombres y las mujeres; es menor para estas últimas, tal como se esperaba, en coherencia con toda la evidencia internacional. Por otra parte, también los datos reflejan una diferencia de distancias medias entre la población relocalizada y la no relocalizada, y es superior la correspondiente al segundo grupo. No obstante, la diferencia es demasiado reducida como para establecer a priori comportamientos diferenciados.

	Media	Media cambio de residencia	Media no cambio de residencia
Hombres	11.83	11.41	12.36
Mujeres	7.21	6.90	7.61
Total	9.95	9.56	10.45

En las tablas 4 y 5 se muestran los resultados de las estimaciones (la tabla del anexo describe las variables utilizadas). Las estimaciones de las ecuaciones de distancia requieren una matización (tabla 4). Entre las variables utilizadas en las estimaciones de distancia se encuentran dos variables, μ y λ , que se corresponden con los términos de corrección de paro y cambio residencial, respectivamente. El primer término proviene de la ecuación inicial de probabilidad de paro, que se muestra en la parte inferior de la tabla. Como se ha explicado, la corrección permite asignar la distancia predicha a los parados de la muestra, para los cuales no hay distancia observada. El segundo término es resultado de la ecuación explicativa de la probabilidad de cambio residencial. Corrige el sesgo que podría derivarse de la existencia de factores no observables que afecten tanto a la probabilidad de cambio como a la distancia de viaje hasta el trabajo. En definitiva, si la probabilidad de cambiar de zona no es aleatoria sino que varía según las características de la

población, y si el cambio residencial afecta a la distancia recorrida, en ese caso se ha establecido un puente entre la explicación del cambio residencial y la de la distancia. Esta es la función que cumple λ . De este modo se está estimando la distancia de los individuos que han cambiado/no han cambiado de residencia, condicionada a una determinada probabilidad de cambio/no cambio según sus características. Así corregimos el hecho de que no sabemos cuál sería la distancia que observaríamos para los individuos que no han cambiado en el caso de haberlo hecho, y viceversa.

En la tabla se puede apreciar que en las ecuaciones de distancia no se han incluido variables de características personales (sexo, edad y nivel educativo). Esto se ha hecho para evitar problemas de correlación con el término de corrección de paro (μ), que ya incorpora implícitamente⁸ el efecto de esas características personales. No se entrará a comentar detenidamente los resultados de la ecuación inicial de probabilidad de paro, dado su carácter puramente instrumental. Baste decir que los resultados de la estimación son estándar respecto al efecto de las características personales sobre la probabilidad de paro: probabilidad de paro decreciente con el nivel educativo, efecto de U respecto a la edad (probabilidad de paro más elevada en los jóvenes y menor probabilidad en el caso de los *prime age*) y mayor probabilidad de paro de la población femenina.

Las variables de la ecuación de probabilidad de cambio residencial están definidas en términos de las características personales relevantes del cabeza de familia. Las variables consideradas recogen los efectos de edad (ciclo vital) y el nivel educativo (renta). Respecto a la edad parece reflejarse un cierto efecto de ciclo vital ya que la probabilidad disminuye con la edad. La probabilidad de cambio es significativamente menor en el caso de los cabezas de familia entre 55 y 64 años. Por su parte, el efecto de la renta mediante el nivel educativo es detectado muy nítidamente por los resultados. La probabilidad de cambio residencial es significativamente más elevada en el caso de que el indivi-

⁸ Dado que el objetivo esencial de esta ecuación es predecir y no tanto explicar, se ha intentado estilizar al máximo su especificación. Esta opción se ha tomado también para la ecuación de cambio residencial. Por otra parte, la introducción de μ permite asegurar la consistencia de los estimadores de la ecuación. Una especificación más completa de las ecuaciones de distancia y cambio residencial puede obtenerse de los autores.

Tabla 4 Resultados de las estimaciones de distancia y cambio residencial

Ecuaciones de distancia. Var. dep.: log(distancia)					
Variables	Cambio resid.	z		No cambio resid.	Z
ind	0,2236731	2,43		0,2385286	2,48
scom	0,1194526	1,22		0,1413707	1,29
semp	0,2422511	1,98		0,1160204	0,79
public	0,2279583	2,88		0,2344218	2,59
potemp	0,0018076	1,90		0,0010576	1,05
densemp	-0,7011737	-2,38		-0,2843365	-0,96
estprim	0,0004755	1,52		0,0008806	2,67
estsup	-0,000651	-2,56		-0,0005896	-2,2
camemp	-0,0890657	-1,17		0,1985988	2,43
m	0,819309	6,41		0,8882225	5,93
l	-0,3780527	-2,13		1,539849	4,71
Const.	0,1345955	2,53		-1,612207	-4,39
r	-0,2744408	-2,24		0,8258331	8,58
s	1,377538	36,04		1,8646	10,37
Log (L)	-4337,28			-3953,89	
N	1461			1219	
	Ecuación de probabilidad de cambio residencial	z		Ecuación inicial de probabilidad de paro	z
	(λ)			(μ)	
edad3c	-0,0728759	-1,27	sexo	-0,2980285	-5,17
edad4c	-0,1999742	-2,4	priminc	0,0367223	0,31
primincc	-0,1225022	-1,67	medios	-0,2712716	-3,89
mediosc	0,1904967	2,83	sup	-0,6721786	-6,93
supc	0,2201259	3,06	edad1	0,2557819	3,03
Const.	0,1345955	2,53	edad3	-0,3815477	-5,44
			edad4	-0,221016	-2,03
			Const.	-0,4153139	-6,19

duo sea un cabeza de familia con estudios medios y superiores o bien pertenezca a una familia con un cabeza de familia que reúna esas características. Estos resultados se encuentran en línea con diversos estudios (por ejemplo, Duncan y Perruci, 1976 y Polachek y Hovarth, 1977) en los que también se constata una relación positiva entre cualificación y propensión a la movilidad residencial. Los resultados apuntan a un efecto selectivo de la movilidad en términos de edad y de nivel educativo y de renta. En consecuencia, dado el elevado nivel de movilidad, es esperable una tendencia al incremento de la segregación y la concentración de población con características asociadas con desventaja en los mercados de vivienda y trabajo. De aquí que se debiera esperar que el efecto de la segregación sea más relevante en el caso de la población que no se ha movido durante el período de referencia.

En la parte superior de la tabla se muestran las ecuaciones de distancia estimadas tanto para la población que cambió de zona de residencia como para la que no cambió. Una primera cuestión que se debe considerar son los resultados de los factores de corrección de paro y cambio residencial. El coeficiente de la corrección de paro es elevado y muy significativo. Este resultado no es sorprendente si se tiene en cuenta lo explicado anteriormente sobre el papel del factor. Es preciso recordar que este factor está capturando los efectos de las características personales en ambas ecuaciones de distancia, de ahí su elevada significación. Respecto al factor de corrección de cambio residencial, la primera cuestión que se debe considerar es si los resultados justifican su inclusión. Una respuesta a esta cuestión nos la suministra ρ , que es el coeficiente de correlación entre los residuos de cada una de las ecuaciones

de distancia y los residuos de la ecuación de probabilidad de cambio. La significación de ρ para ambas ecuaciones está indicando la falta de independencia entre la decisión de cambiar de zona y la determinación de la distancia de viaje al trabajo. De ahí que el coeficiente de λ resulte significativo en ambas ecuaciones.

El comportamiento de las variables de control de sector de actividad y modo de transporte es muy similar entre ambas ecuaciones. Es en las variables de carácter espacial donde surgen diferencias entre las ecuaciones, y en ellas nos centraremos.

Las variables de estructura urbana, *potemp* y *densemp*, resultan significativas y con los signos esperados para la determinación de la distancia de los individuos que cambiaron de residencia, pero no en el caso de los que no cambiaron. Esto obedece al hecho de que dentro del conjunto de individuos que no cambiaron de residencia encontraremos los individuos que, por una parte, ya se encontraban en equilibrio en relación con su residencia porque ya habían realizado anteriormente un movimiento de ajuste o bien individuos cuyas características comportan que los condicionamientos que impone el territorio sean menos relevantes para ellos. Por otra parte, tendremos los individuos que han quedado atrás debido a las restricciones que sufren en términos de su capacidad de ajuste en términos territoriales. En este último caso, otros factores pueden estar compensando las ventajas de una mejor accesibilidad o mayor densidad de empleos. En cambio, para los individuos que variaron de localización residencial esta decisión de cambio puede haber implicado la búsqueda de localizaciones más accesibles al empleo, en parte, al menos, como reflejo de un cierto acercamiento al lugar de trabajo.

Las otras variables territoriales, *estprim* y *estsup*, obtienen también los signos esperados, pero –y esto complementa la anterior explicación– con diferente significación y coeficiente en cada ecuación en el caso de la primera de las dos variables. La concentración zonal de individuos con bajo nivel de estudios afecta significativamente a la distancia de los que no cambiaron, pero no a la de los que cambiaron. Los efectos negativos de la segregación residencial pueden estar compensando los efectos de la accesibilidad en los individuos menos cualificados, que sufren mayores restricciones en su capacidad de mover su residencia.

Finalmente, la variable *camemp* no resulta significativa en la ecuación de los que cambiaron de residencia. Es decir, el haber cambiado de empleador durante los cinco años anteriores no afecta significativamente a la distancia. Si aumenta la distancia en el caso de los individuos que no cambiaron de residencia, lo cual resalta la mayor dificultad de ajuste de los individuos que conforman este colectivo.

Finalmente, en la tabla 5 se muestra el resultado de la estimación de la ecuación final de probabilidad de paro, en el que se incorpora como variable explicativa la distancia imputada a todos los individuos de la muestra procedente de las ecuaciones de distancia comentadas. La variable explicada es la probabilidad de paro y toma valor 1 si el individuo está parado y 0 en caso contrario. Por consiguiente, las variables con coeficiente positivo aumentan la probabilidad de paro y lo contrario ocurre con las variables con signo negativo.

Tabla 5 Resultados de la estimación de paro		
	Ecuación final de probabilidad de paro	z
sexo	-0,4160288	-5,87
priminc	-0,0252044	-0,20
medios	-0,3265015	-3,98
sup	-0,5985026	-4,29
nc	0,1005672	1,26
cm	0,0278864	0,29
ptpd	-0,7383572	-6,93
edad1	0,3386701	3,83
edad3	-0,4269767	-5,18
edad4	-0,1932824	-1,69
tenalq	0,2006865	2,72
super60	0,1695021	2,07
ind	-0,1742766	-2,15
contruc	0,0781805	0,55
scom	-0,5696422	-6,04
semp	-0,2386415	-2,05
crempot	-0,0177933	-1,94
crepobact	0,0177933	0,82
crepobactbcn	0,1112299	2,32
distimp	0,0738502	4,85
Const.	-0,895486	-4,81
Log (L)	-1156,45	
N	2680	

Todas las variables adoptan los signos esperados. Los activos masculinos tienen una menor probabilidad de paro, los individuos con estudios medios y superiores

tienen una menor probabilidad de paro y la edad mantiene el efecto no lineal sobre la probabilidad de paro que ya se ha comentado en la ecuación inicial. En esta ecuación se ha introducido adicionalmente el nivel ocupacional del individuo. Los resultados indican que son los individuos adscritos a la categoría de profesionales, técnicos y personal directivo los que disfrutan de una significativamente menor probabilidad de paro respecto al resto de categorías. Los resultados están señalando que un perfil de individuo joven y mujer, que no ha alcanzado educación posobligatoria y con una ocupación poco cualificada tiene asociadas las más elevadas probabilidades de paro en términos de características personales⁹.

A lo largo del artículo se ha estado resaltando el efecto de la correlación de la desventaja en el mercado de trabajo y el mercado de vivienda. En este sentido es interesante inferir si variables que aproximan la desventaja en el mercado de vivienda afectan la probabilidad de paro. Como ya se ha explicado, se han introducido dos variables en el modelo para recoger este efecto. La primera, *tenalq*, toma valor 1 si el individuo vive en vivienda en régimen de alquiler y 0 en caso contrario. La segunda, *super60*, tiene valor unitario si la vivienda del individuo tiene una superficie máxima de 60 m² y 0 si es mayor que esa superficie. Ambas variables aumentan significativamente la probabilidad de paro, y el efecto de alquiler es ligeramente superior al de superficie.

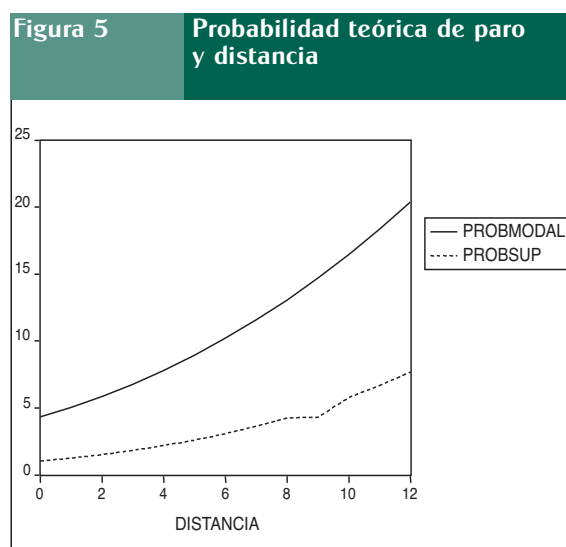
Respecto a los efectos del sector de actividad, la menor probabilidad de paro se asocia con los servicios comunitarios (*scom*), seguidos de la industria (*ind*) y los servicios empresariales (*semp*). Por su parte, la variable de crecimiento de la demanda de trabajo (*crempot*), cuya elaboración ya se ha explicado, resulta significativa¹⁰. Es decir, a mayor crecimiento del empleo en el área de viaje al trabajo del municipio donde vive el individuo, menor probabilidad de paro. Por su parte, la variable de crecimiento natural de la población activa (*crepobact*) no resulta significativa, aunque sí lo es su interacción con una variable ficticia que toma valor 1 si el individuo vive en Barcelona.

⁹ En sentido estricto, sería incorrecto considerar la categoría ocupacional como una característica personal.

¹⁰ En la definición de la variable no se incluye el crecimiento del empleo del propio municipio de residencia. No obstante, la introducción del crecimiento del empleo municipal resultó en un coeficiente no significativo.

No obstante, la variable de mayor interés en términos del objetivo del modelo es la distancia imputada (*distimp*). El resultado de la estimación indica que existe una relación positiva y significativa entre la distancia imputada, resultado de la predicción de las ecuaciones de distancia, y la probabilidad de paro. Es decir, a mayor distancia implícita a las vacantes de empleo relevantes para los desempleados, mayor es la probabilidad de que el salario neto sea inferior al salario de reserva del individuo y, en consecuencia, es mayor la probabilidad de paro.

La figura 5 permite captar visualmente el efecto de la distancia sobre la probabilidad de paro. Concretamente, en él se muestra la probabilidad teórica que predice la ecuación de probabilidad de paro de la tabla 5 para dos perfiles de individuos: por una parte, el individuo modal de la muestra (*probmodal*), y por otra, este mismo perfil de individuo pero con educación superior y ocupación de profesional y técnico (*probsup*). El individuo modal reúne las siguientes características: hombre, educación obligatoria completada, ocupación de cualificado no manual (*cnm*), edad entre 35 y 54 años (*edad3*), vivienda en propiedad, superficie superior a 60 m², trabaja en construcción, comercio o restauración, y vive en Barcelona. En la figura, la línea continua muestra la probabilidad de paro que predice el modelo (eje de ordenadas) para distancias de 0 a 12 kilómetros (eje de abscisas). La línea discontinua indica lo mismo para un individuo con las mismas características pero con estudios universitarios, que trabaja o trabajaba como profesional o técnico.



4 Conclusiones y consideraciones sobre las políticas locales del mercado de trabajo

Como se planteaba al principio del trabajo, el objetivo del mismo era explorar la relación entre la estructura o forma urbana y el desempleo. Todos los resultados obtenidos han confirmado que la organización espacial de las áreas metropolitanas, en términos de la localización relativa de empleos y residencias, no es neutral respecto a los resultados de mercado de trabajo.

En primer lugar, en la comparación de dos áreas con formas urbanas diferentes, Barcelona y Madrid, encontramos que el efecto de la forma urbana difiere entre ambas ciudades para grupos similares de población. Esta comparación tiene la virtud que se produce entre áreas muy similares en tamaño y con marcos institucionales respecto al mercado de trabajo y el territorio prácticamente idénticos. Los resultados señalaban una distribución del desempleo más desigual en el área monocéntrica, Madrid.

En segundo lugar, el análisis de los resultados individuales en el área de Barcelona también muestra que la localización del individuo respecto a la localización del empleo condiciona las decisiones de búsqueda y, por consiguiente, las probabilidades de desempleo.

Pero el condicionamiento que impone la localización no es idéntico para toda la población. Las restricciones

a que están sujetas distintos grupos, sea por la vía del género o por la de la cualificación, son también diferentes. En consecuencia, la capacidad de ajuste frente a las fricciones impuestas por el espacio urbano difiere y concede ventajas diferenciales a unos grupos respecto a otros. Por consiguiente, políticas que reduzcan los costes diferenciales que impone el territorio a estos grupos parecen una buena vía, complementaria, de compensar las desventajas.

Pero los resultados han mostrado de forma clara que la localización influye en el desempleo mediante dos vías. La primera, y más obvia, es la accesibilidad relativa al empleo desde el lugar de residencia. La segunda, mediante los efectos negativos que se derivan de la segregación residencial. Los resultados del análisis individual mostraban el carácter socialmente selectivo de las decisiones de movilidad residencial, que pueden incrementar el grado de segregación. La concentración espacial de grupos de población desaventajados en ambos mercados, trabajo y vivienda, tiene efectos sobre los resultados individuales de paro en esas zonas¹¹. Estos efectos aparecen más acentuados en el colectivo de población que no cambió de residencia. Es en este colectivo en el que las variables de accesibilidad no resultaban significativas al explicar la distancia. Esto nos lleva a plantear que medidas dirigidas a la mejora de accesibilidad tienen que ir acompañadas de medidas que relajen las restricciones sobre la decisión de localización residencial¹².

¹¹ Es importante resaltar que los coeficientes de las variables de nivel educativo zonal en las ecuaciones de distancia resultaron muy robustos en distintas especificaciones. Adicionalmente, hay que señalar que estas variables no resultaban significativas si se incluían en la ecuación final de probabilidad de desempleo. Por otra parte, tampoco eran significativas cuando se definían tomando como unidad de análisis el municipio y no zonas.

¹² En este sentido se debe pensar en el futuro (y ya presente) en la problemática asociada a las restricciones en la elección residencial de los inmigrantes.

Bibliografía

- Börsch-Supan, A. (1990); "Education and its double-edged impact on mobility", *Economics of Education Review*, nº 9, págs. 39-53.
- Crampton, G. R. (1999); "Urban labour markets", en E. S. Mills y P. C. Cheshire (eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. III. North-Holland.
- Duncan, R. P. y C. C. Perucci (1976); "Dual Occupation Families and Migration", *American Sociological Review*, nº 41, págs. 252-261.
- Evans, A. W. y R. Richardson (1981); "Urban unemployment; interpretation and additional evidence", *Scottish Journal of Political Economy*, nº 28, págs. 107-124.
- Gordon, I. (1989); "Urban unemployment", en D. T. Herbert y D. M. Smith (eds.) *Social problems and the city; new perspectives*. Oxford University Press.
- Heckman, J. (1979); "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, nº 47, págs. 153-162.
- Ihlanfeldt, K. R. (1997); "Information on the spatial distribution of job opportunities within metropolitan areas", *Journal Of Urban Economics*, nº 41, págs. 218-242.
- Ihlanfeldt, K. R. y D. L. Sjoquist (1998); "The Spatial Mismatch Hypothesis; a review of recent studies and their implications for welfare reform", *Housing Policy Debate*, 9, 4, págs. 849-892.
- Kain, J. F. (1968); "Housing segregation, negro employment and metropolitan decentralization", *Quarterly Journal of Economics*, nº 85, págs. 175-197.
- Kloosterman, R. C. (1994); "Amsterdamed; the rise of unemployment in Amsterdam in the 1980s", *Urban Studies*, 31, 8, págs. 1.325-1.344.
- Madden, J. F. (1981); "Why women work closer to home", *Urban Studies*, nº 18, págs. 181-194.
- Polachek, S. W. y F. W. Horvath (1977); "A life cycle approach to migration; analysis of the perspicacious peregrinator en R. G. Ehrenberg (ed.), *Research in Labor Economics; An annual compilation of research (volume 1)*, págs. 103-150, JAI Press.
- Simpson, W. (1992); *Urban structure and the labour market*, Clarendon Press.
- Vickerman, R. (1984); "Urban and regional change. The dynamics of workplace, residence and transport choice", *Urban Studies*, nº 21, págs. 15-29.
- Zenou, Y. (2000), "Urban unemployment, agglomeration and transportation policies", *Journal of Public Economics*, nº 77, págs. 97-133.

Tabla A.1 Descripción de las variables de la sección 4

Variable	Descripción
<i>Sexo</i>	variable dummy: 1 si el entrevistado es hombre; 0 en caso contrario
<i>Edad1</i>	variable dummy: 1 si el individuo tiene entre 16 y 24 años; 0 en caso contrario
<i>Edad2</i>	variable dummy: 1 si el individuo tiene entre 25 y 34 años; 0 en caso contrario
<i>Edad3</i>	variable dummy: 1 si el individuo tiene entre 35 y 54 años; 0 en caso contrario
<i>Edad4</i>	variable dummy: 1 si el individuo tiene entre 55 y 64 años; 0 en caso contrario
<i>Edad1c</i>	variable dummy: 1 si el cabeza de familia tiene entre 16 y 24 años; 0 en caso contrario
<i>Edad2c</i>	variable dummy: 1 si el cabeza de familia tiene entre 25 y 34 años; 0 en caso contrario
<i>Edad3c</i>	variable dummy: 1 si el cabeza de familia tiene entre 35 y 54 años; 0 en caso contrario
<i>Edad4c</i>	variable dummy: 1 si el cabeza de familia tiene entre 55 y 64 años; 0 en caso contrario
<i>Priminc</i>	variable dummy: 1 si el individuo tiene estudios primarios; 0 en caso contrario
<i>Pi</i>	variable dummy: 1 si el individuo posee un nivel de estudios máximo de obligatoria incompleta; 0 en caso contrario
<i>E1</i>	variable dummy: 1 si el individuo posee un nivel de estudios máximo de obligatoria completa; 0 en caso contrario
<i>Med</i>	variable dummy: 1 si el individuo posee, como máximo, nivel de estudios medios; 0 en caso contrario
<i>Sup</i>	variable dummy: 1 si el individuo posee nivel de estudios superiores; 0 en caso contrario
<i>Priminc</i>	variable dummy: 1 si el cabeza de familia tiene estudios primarios; 0 en caso contrario
<i>Mediosc</i>	variable dummy: 1 si el cabeza de familia posee, como máximo, nivel de estudios medios; 0 en caso contrario
<i>Supc</i>	variable dummy: 1 si el cabeza de familia posee nivel de estudios superiores; 0 en caso contrario
<i>Nc</i>	variable dummy: 1 si la categoría ocupacional del individuo es la de no cualificados; 0 en caso contrario (agrupa las ocupaciones 57 a 65)
<i>Cm</i>	variable dummy: 1 si la categoría ocupacional del individuo es la de cualificados manuales; 0 en caso contrario (agrupa las ocupaciones 25 a 35)
<i>Cnm</i>	variable dummy: 1 si la categoría ocupacional del individuo es la de cualificados manuales; 0 en caso contrario (agrupa las ocupaciones 36 a 56)
<i>Ptpd</i>	variable dummy: 1 si la categoría ocupacional del individuo es la de profesionales, técnicos y personal directivo; 0 en caso contrario (agrupa las ocupaciones 1 a 24)
<i>Ind</i>	variable dummy: 1 si el individuo trabaja en el sector industrial; 0 en caso contrario (agrupa los sectores 3 a 19)
<i>Construc</i>	variable dummy: 1 si el individuo trabaja en el sector construcción; 0 en caso contrario
<i>Scom</i>	variable dummy: 1 si el individuo trabaja en actividades que se circunscriben a lo que hemos clasificado como servicios comunitarios; 0 en caso contrario (agrupa los sectores 26 a 31)
<i>Semp</i>	variable dummy: 1 si el individuo trabaja en actividades que se circunscriben a lo que hemos clasificado como servicios a las empresas; 0 en caso contrario (agrupa los sectores 24 y 25)
<i>Pie</i>	variable dummy: 1 si el individuo se desplaza a pie para cubrir la distancia diaria residencia-empleo; 0 en caso contrario
<i>Priv</i>	variable dummy: 1 si el individuo utiliza el transporte privado como modo preferente para desplazarse al empleo; 0 en caso contrario
<i>Public</i>	variable dummy: 1 si el individuo utiliza el transporte público como modo preferente para desplazarse al empleo; 0 en caso contrario
<i>Crempot</i>	variable continua: tasa de crecimiento ponderada de los puestos de trabajo localizados del área de viaje al trabajo entre 1991 y 1996. El área de viaje al trabajo queda determinada por todos los municipios que reciben flujos de <i>commuters</i> desde el municipio de residencia del individuo. Cada uno de estos flujos (salidas) se encuentra ponderado por la proporción que representa con relación al total de salidas del municipio
<i>Potemp</i>	variable continua: accesibilidad física a la ocupación o de potencial de empleo.
<i>Densemp</i>	variable continua: densidad de empleo definida como empleos municipales sobre población municipal entre 16 y 64 años
<i>Estprim</i>	variable continua: porcentaje de población zonal entre 16 y 64 años con educación hasta primaria incompleta
<i>Estsup</i>	variable continua: porcentaje de población zonal entre 16 y 64 años con educación superior
<i>Camemp</i>	variable dummy: 1 si el individuo ha cambiado de empleador en los últimos cinco años; 0 en caso contrario
μ	variable continua: inversa de la <i>ratio</i> de Mills procedente de la estimación de la ecuación inicial de paro, con el objetivo de predecir una distancia teórica para los individuos de la muestra
λ	variable continua: factor de corrección de cambio residencial en la ecuación de distancia
<i>Tenalq</i>	variable dummy: 1 si el individuo se encuentra en régimen de alquiler en el mercado de la vivienda; 0 en caso contrario
<i>Sup60</i>	variable dummy: 1 si la superficie de la vivienda del entrevistado es igual o inferior a 60m ² ; 0 en caso contrario
<i>Crepbact</i>	variable continua: tasa de crecimiento natural de la población en el municipio de residencia del individuo
<i>Distimp</i>	variable continua: predicción de la esperanza de distribución de distancias de viaje al trabajo para los individuos de la muestra

