

LA FUNCIÓN DE EMPAREJAMIENTO EN EL MERCADO DE TRABAJO ESPAÑOL *

PABLO ÁLVAREZ DE TOLEDO
FERNANDO NÚÑEZ
Universidad de Sevilla

CARLOS USABIAGA
Universidad Pablo de Olavide

En este trabajo analizamos el proceso de emparejamiento existente en el Servicio Público de Empleo Estatal (INEM). Dicho organismo constituye un claro ejemplo de mercado donde las colocaciones en cada período emparejan a los flujos de nuevos demandantes de empleo y puestos vacantes con los correspondientes *stocks* al comienzo del mes. Esta dinámica de emparejamiento se conoce con el nombre de modelo *stock-flow*. Para contrastar el emparejamiento *stock-flow* frente al emparejamiento aleatorio se estiman, tratando el problema de la agregación temporal, diversas especificaciones de la función de emparejamiento durante el período 1978:01-2005:04. Previamente, ha sido necesario realizar ciertas intervenciones en las series utilizadas. Los resultados obtenidos, robustos temporal y geográficamente, están muy próximos al caso de emparejamiento *stock-flow* con trabajadores “en cola”. Dichos resultados invitan a potenciar las políticas activas del mercado de trabajo.

Palabras clave: mercado de trabajo español, Servicio Público de Empleo Estatal (INEM), función de emparejamiento.

Clasificación JEL: J63, J64.

(*) Agradecemos las sugerencias de Juan F. Jimeno, dos evaluadores anónimos de esta revista, Luis Toharia, J. Ignacio García Pérez, Bárbara Petrongolo, Melvyn Coles, Pablo Antolín, Raquel Fonseca, y los asistentes a las presentaciones en el Centro de Estudios Andaluces (Grupo de Macroeconomía), el “VII Encuentro de Economía Aplicada”, el “XXIX Simposio de Análisis Económico” y las “VII Jornadas de Economía Laboral”. También agradecemos la información que nos han proporcionado, entre otros, Pilar Talamanca (Subdirección General de Informática y Estadística del INEM), el Servicio Andaluz de Empleo y el Servicio Catalán de Colocación. Por último, agradecemos la financiación recibida del Ministerio de Educación y Ciencia (Proyecto SEJ2006-04803/ECON) y de la Junta de Andalucía (Centro de Estudios Andaluces: Proyectos 2004-ECO17 y ECOD1.05/033, CICE: Proyecto de Excelencia 01252, y PAI: Grupos SEJ-246 y TEP-134). Por supuesto, las carencias que persistan son de nuestra entera responsabilidad.

Los estudios del mercado de trabajo a través del análisis de los flujos que en él se producen, utilizando modelos de búsqueda y emparejamiento, han tenido una creciente importancia en las últimas décadas¹. En estos modelos, el emparejamiento en el mercado de trabajo se representa a través de una función de emparejamiento que proporciona el flujo de colocaciones durante un intervalo temporal dado como función, en su forma más simple, del número de trabajadores que buscan empleo y del número de puestos vacantes. Los supuestos habituales sobre la forma de la función de emparejamiento implican una relación negativa entre los *stocks* de desempleados y vacantes en el equilibrio estacionario, conocida como curva de Beveridge.

En la literatura empírica, cuando se han estimado curvas de Beveridge en una primera fase, y funciones de emparejamiento más recientemente, ha sido habitual suponer que dicho emparejamiento se desarrolla de forma aleatoria –bajo este enfoque, el desempleo estructural tiene un importante componente de desempleo de búsqueda– y, además, rara vez se ha contrastado dicho carácter aleatorio frente a otro escenario alternativo². Esto puede resultar sorprendente si se tiene en cuenta que existen determinados hechos empíricos que no son capturados por un emparejamiento de carácter aleatorio, como por ejemplo que los desempleados vean disminuir su tasa de emparejamiento a medida que aumenta la duración del desempleo.

En este trabajo nos centramos en el enfoque del emparejamiento *stock-flow*³ –o *mismatch*⁴ con información perfecta– como alternativa al emparejamiento aleatorio. Bajo el enfoque *stock-flow*, el proceso de emparejamiento en el mercado de trabajo tiene un cierto componente sistemático, derivado del hecho de que los desempleados tienen información completa sobre las vacantes disponibles y solicitan aquéllas para las que se ven aptos. Si tras una primera ronda de búsqueda un desempleado no consigue emparejarse con las vacantes que ha seleccionado del *stock* existente, en las siguientes rondas dirigirá su búsqueda hacia las nuevas vacantes que vayan entrando en el mercado. En cada ronda de emparejamiento aquellos trabajadores que permanecen sin emplearse lo están porque no existen vacantes adecuadas para ellos, dada la heterogeneidad existente en el mercado de trabajo⁵. El razonamiento sería análogo para el caso de las vacantes.

(1) Entre los trabajos que ofrecen una panorámica de esta amplia literatura, podemos mencionar los de Mortensen (1986), Blanchard y Diamond (1992), Burda y Wyplosz (1994), Davis *et al.* (1996), Davis y Haltiwanger (1999), Mortensen y Pissarides (1999), Pissarides (2000) y Davis *et al.* (2006).

(2) Sobre los distintos modelos que aportan microfundamento a la función de emparejamiento y las estimaciones empíricas de la misma, puede consultarse el *survey* de Petrongolo y Pissarides (2001).

(3) Como trabajos de referencia en este campo, cabe mencionar los de Coles (1994), Coles y Smith (1998), Coles y Muthoo (1998), Coles (1999), Coles *et al.* (2004), Coles y Petrongolo (2005), Gregg y Petrongolo (2005), Smith y Kuo (2005) y Andrews *et al.* (2006a, 2006b). Otros autores que han seguido esta línea son Kangasharju *et al.* (2004), Soininen (2005) y Dmitrijeva y Hazans (2006).

(4) La existencia de *mismatch* en el mercado de trabajo español ha sido constatada en diversos estudios –véanse por ejemplo Antolín (1994), Dolado y Gómez (1997), Castillo *et al.* (1998), Sneessens *et al.* (1998), Balakrishnan y Michelacci (2001), Dolado *et al.* (2002) y Fonseca (2003). Contando con toda esa evidencia, este trabajo no pretende profundizar en el análisis del *mismatch* laboral en la economía española, sino analizar si dicho desajuste coexiste con información completa sobre el empleo.

(5) En el caso de la economía española, podríamos pensar en la presencia de *mismatch* geográfico, por cualificación y por grupos de ocupación.

Toda esta dinámica se puede plantear en términos de los niveles y de los flujos de entrada del desempleo y de las vacantes. Así, el *stock* de desempleados al comienzo de un período no se emparejará con el *stock* de vacantes al comienzo de dicho período, ya que ambos *stocks* coexistieron en la ronda correspondiente al período anterior y no formaron una colocación. El proceso de emparejamiento resultante consiste, por tanto, en que los *stocks* de desempleados y de vacantes al comienzo de un período intentarán emparejarse respectivamente con los flujos de nuevas vacantes y de nuevos desempleados correspondientes a ese período. Este hecho tiene importantes implicaciones sobre la utilización de la curva de Beveridge como herramienta para medir la eficiencia en el emparejamiento, ya que si los *stocks* de puestos vacantes y de desempleados no se emparejan entre ellos, sino con sus correspondientes flujos, dichos *stocks* pueden moverse de forma independiente sin que ello implique una variación en la eficiencia del mercado de trabajo. Por tanto, el no prestar atención a los flujos en el análisis del emparejamiento puede provocar una visión incorrecta de la efectividad del mismo.

El propósito de este trabajo consiste en contrastar el enfoque del emparejamiento aleatorio frente a la alternativa *stock-flow*, utilizando para ello los datos que proporciona el Instituto de Empleo del Servicio Público de Empleo Estatal (INEM) sobre los niveles y los flujos de puestos vacantes y de demandantes de empleo⁶. En nuestra opinión, aparentemente este último enfoque permite explicar mejor determinados hechos observados en los datos administrativos, como por ejemplo que un alto porcentaje de las vacantes que se registran en las oficinas del INEM se cubren en los días siguientes a su registro, lo cual sugiere que para muchas vacantes las fricciones en el emparejamiento pueden ser insignificantes, o que la probabilidad de colocarse de los demandantes de empleo del INEM decrece con su duración en el desempleo. Los resultados obtenidos en este trabajo son importantes desde el punto de vista de la política del mercado de trabajo, especialmente en lo que se refiere al tratamiento del desempleo de larga duración.

El resto del trabajo se estructura como sigue. En primer lugar, en la sección 1, ofrecemos una descripción de las series publicadas en la “Estadística de Empleo” del INEM, prestando especial atención a determinadas características que se observan en un primer análisis de las mismas; asimismo, algunas de estas series han sido intervenidas para corregir las anomalías que presentan. En la sección 2 se exponen las distintas especificaciones a que dan lugar las hipótesis alternativas de emparejamiento aleatorio y *stock-flow*, y el tratamiento del problema de agregación temporal que se presenta cuando se estiman variables de flujo en función de variables *stock*. En la sección 3 exponemos las estimaciones de la función de emparejamiento realizadas en el ámbito de las colocaciones gestionadas por las oficinas públicas de empleo y comentamos los resultados obtenidos. En la sección 4 planteamos posibles extensiones de nuestro análisis. Por último, en la sección 5, exponemos las principales conclusiones e implicaciones de nuestro trabajo.

(6) En los trabajos de Antolín (1994, 1997), Burda y Wyplosz (1994), Bell (1997) y Castillo *et al.* (1998) se realizan estimaciones de la función de emparejamiento para la economía española utilizando datos del INEM, pero en ninguno de ellos se contrasta la alternativa *stock-flow*.

1. LOS DATOS DE LA “ESTADÍSTICA DE EMPLEO” DEL INEM

El INEM publica mensualmente, en su “Estadística de Empleo”, datos para la economía española sobre demandas de empleo (por parte de los trabajadores), ofertas de puestos de trabajo (realizadas por empresas y organismos públicos) y colocaciones, aunque la cobertura en los dos primeros casos es sólo parcial, como explicaremos a continuación.

Los datos sobre demandas y ofertas de empleo incluyen, respectivamente, los *stocks* de demandantes de empleo y de puestos pendientes al final de cada mes, así como los flujos de altas y bajas. La mayor parte de las bajas, tanto de demanda como de oferta, se debe a que se produce la colocación correspondiente, pero otra parte relevante se debe a otras causas como, por ejemplo, no haberse cumplido por el demandante la obligación de renovar la demanda en las fechas señaladas por la oficina o ser retirada la oferta por la empresa u organismo que la había presentado. Como sólo se consideran las demandas y las ofertas que se registran en las oficinas públicas de empleo⁷, falta una parte importante de los demandantes de empleo y de los puestos vacantes respecto al total de la economía, los no registrados.

Los datos sobre colocaciones engloban dos tipos: colocaciones gestionadas y colocaciones comunicadas. Las primeras corresponden a ofertas de puestos vacantes que han sido registradas en las oficinas públicas de empleo y cuya cobertura han gestionado, dando lugar a las correspondientes bajas de oferta y de demanda por colocación gestionada. Por su parte, las segundas corresponden a puestos cuya cobertura no han gestionado y que son conocidas a través de las comunicaciones de contratación realizadas por los empleadores. Estas colocaciones dan lugar a la correspondiente baja de demanda por colocación comunicada, pero no a una baja de oferta, salvo que la oferta en cuestión estuviera previamente registrada en la oficina⁸.

Entendemos que la serie de colocaciones totales es bastante fiable, dada la obligación legal que existe en España de comunicar las colocaciones a las oficinas públicas de empleo. Sin embargo, en las restantes series descritas hemos optado

(7) Conviene apuntar que la cifra de vacantes registradas o gestionadas no resulta representativa del volumen total de puestos vacantes que gestionan las oficinas cada mes, ya que para la mayoría de estas vacantes el alta y la baja se produce dentro del mismo mes, de modo que no llegan a formar parte del *stock* de vacantes pendientes. Además, la propia gestión del empleo que realizan las oficinas puede introducir sesgos en la cifra de vacantes; así, por ejemplo, la tardanza en la comunicación o el mecanizado de una colocación pueden hacer que un puesto vacante aparezca como pendiente un determinado mes aunque esté cubierto de hecho.

(8) En el caso de que un puesto sea cubierto por un trabajador que no esté dado de alta en las oficinas en el momento de registrarse la colocación (ya sea colocación gestionada o comunicada) se crea una alta de demanda *ad hoc* para ese trabajador, a efectos de poder darle de baja por la correspondiente colocación. Estas altas de demanda *ad hoc* son bastante más frecuentes en el caso de las colocaciones comunicadas, lo cual explica que exista una alta correlación entre las altas de demanda y este tipo de colocaciones en el período de nuestro análisis —este mecanismo automático de altas de demanda ha desaparecido con la entrada en vigor del Sistema de Información de los Servicios Públicos de Empleo. En el caso de las ofertas de puestos vacantes, por el contrario, no se crean altas de oferta *ad hoc* para las colocaciones comunicadas, y si la oferta del puesto correspondiente se hubiese dado de alta, se da de baja por otras causas.

por realizar ciertas correcciones para garantizar su representatividad a lo largo del período analizado (1978:01-2005:04)⁹.

Por el lado de las demandas de empleo, hemos realizado una intervención en la serie de altas de demanda consistente en restar en cada mes a la serie publicada el total de colocaciones comunicadas. Esta operación se realiza porque, como comentamos anteriormente, la mayoría de altas de demanda asociadas a las colocaciones comunicadas tienen un carácter artificial, por lo que no afectan al proceso de emparejamiento correspondiente a las colocaciones gestionadas¹⁰.

Por el lado de las vacantes, hay que tener en cuenta que el proceso de traspaso de competencias en materia de políticas activas de empleo desde el INEM hacia el Servicio Catalán de Colocación, que se inicia en 1998, ha provocado cierto desajuste en el tratamiento estadístico de la información que remite este último a la base de datos corporativa del INEM, al menos hasta la entrada en vigor del Sistema de Información de los Servicios Públicos de Empleo (SISPE)¹¹. Así, desde abril de 1998, las estadísticas que ofrece el INEM para Cataluña presentan un crecimiento del *stock* de vacantes gestionadas que no se corresponde con la realidad y que afecta de manera importante a la serie nacional –véase el gráfico 1. El INEM ha realizado un ajuste estadístico interno para corregir este problema en los datos de Cataluña consistente en incrementar notablemente la estadística de bajas de oferta por otras causas para Cataluña a partir del mes de agosto de 1999¹². Dicho incremento parece realizarse con especial intensidad en dicho mes y, a menor escala, en el mes de junio de 2001, provocando una reducción significativa en el nivel de vacantes gestionadas para Cataluña –observándose sendos picos en la serie en 1999:07 y en 2001:05. A pesar de estos ajustes internos, en nuestra opinión, la serie del *stock* de vacantes gestionadas para Cataluña continúa permaneciendo sobredimensionada; así, en el período 1999:08-2005:04 representa en promedio el 46% del resto de España, mientras que este promedio era del 12% entre 1995:01 y 1998:03.

Para solucionar estos problemas que presentan los datos de Cataluña, y que repercuten en las series nacionales, hemos realizado una intervención por tramos

(9) Un análisis detallado de los datos de empleo del INEM y de los problemas que presentan, así como de las medidas encaminadas a corregir dichos problemas, puede encontrarse en Álvarez de Toledo *et al.* (2003).

(10) Esto es sólo aproximado, porque si el trabajador correspondiente a una colocación comunicada estuviese ya registrado no daría lugar a un alta *ad hoc*, y habría estado sometido al proceso de emparejamiento durante cierto tiempo. Por otro lado, esta intervención afecta también a las series de altas de demanda en Madrid y Andalucía, comunidades autónomas que analizaremos en la sección 3 con el objetivo de medir la estabilidad geográfica de nuestras estimaciones.

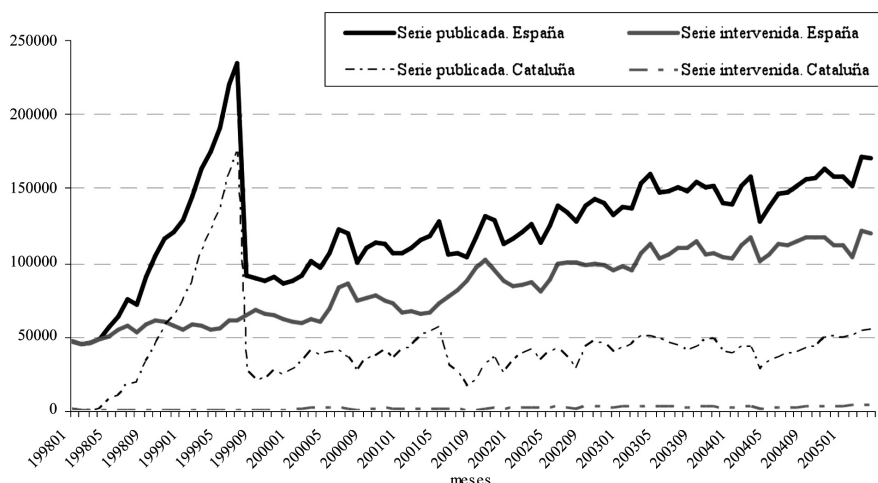
(11) El SISPE, que entró en vigor el 3 de mayo de 2005, integra la información relativa a las políticas activas de empleo y a las prestaciones por desempleo de los Servicios Públicos de Empleo, estatales y autonómicos. A partir de esa fecha la estadística de empleo del INEM sigue la nueva metodología SISPE, produciéndose la correspondiente ruptura en las series de empleo. Es de esperar que los problemas apuntados en dichas series desaparezcan con la nueva metodología.

(12) Así, las bajas de oferta por otras causas para Cataluña representan en promedio el 326% de dicha serie en el resto de España en el período 1999:08-2005:04, mientras que este promedio era del 12% entre 1995:01 y 1999:07.

temporales sobre la serie del *stock* de vacantes gestionadas, que ha permitido corregir los picos anómalos que hemos detectado y el sobredimensionamiento que presenta en los últimos años. La intervención afecta asimismo, aunque en menor medida, a las series de altas y de bajas por otras causas de los puestos ofrecidos.

En cuanto a la serie de vacantes gestionadas de Cataluña, hemos construido una serie intervenida que coincide con la publicada sólo hasta 1998:03. En los períodos 1998:04-1999:08 y 2001:01-2001:06, con el objetivo de suavizar los picos encontrados, proponemos una serie intervenida obtenida mediante el producto en cada mes del valor real del resto de España en ese mes por el ratio “vacantes gestionadas de Cataluña (valor intervenido) / vacantes gestionadas del resto de España” correspondiente al mes inmediatamente anterior a cada tramo (o sea, 1998:03 y 2000:12 respectivamente). Por su parte, en los períodos 1999:09-2000:12 y 2001:07-2005:04, la serie intervenida se obtiene aplicando en cada mes la tasa de crecimiento de la serie real de vacantes gestionadas de Cataluña correspondiente a ese mes al valor intervenido del mes anterior. Finalmente, una vez que se ha corregido la serie de vacantes para Cataluña, se obtiene la nacional sumando a la de Cataluña la del resto de España. Como puede observarse en el gráfico 1, donde sólo se representan las series durante el período al que afecta la intervención (1998:01-2005:04), la sencilla intervención realizada consigue corregir notablemente las series de vacantes gestionadas de Cataluña y España.

Gráfico 1: VACANTES GESTIONADAS PENDIENTES. 1998:01-2005:04



Fuente: Elaboración propia.

Por el lado de la serie de bajas de oferta por otras causas, el escaso peso de dicha serie para Cataluña en el total nacional –un 5% de media en el período que a nuestro entender está exento de anomalías para esta serie (1978:01-1996:08)–

nos ha llevado a corregir directamente la serie nacional. En esta intervención utilizamos nuevamente como referencia la serie del resto de España. En el período 1978:01-1996:08, la serie intervenida coincide con la serie publicada de bajas de oferta por otras causas para España; mientras que en el período 1996:09-2005:04, la serie intervenida se obtiene mediante el producto en cada mes del valor real del resto de España en ese mes por uno más el ratio medio de “bajas de oferta por otras causas de Cataluña / bajas de oferta por otras causas del resto de España” correspondiente al período 1978:01-1996:08. Finalmente, la serie nacional intervenida de altas de oferta se obtiene a partir de su relación con las vacantes gestionadas y las bajas de oferta¹³, utilizando las series intervenidas de las mismas, y asumiendo la serie publicada de colocaciones gestionadas.

Una característica interesante que se extrae del análisis conjunto de las series del INEM –véase el gráfico 2¹⁴– es que existe una elevada correlación contemporánea entre los flujos mensuales de colocaciones gestionadas (componente principal del flujo de salida de las vacantes gestionadas) y los flujos de altas de oferta y de altas de demanda (flujos de entrada, respectivamente, a los *stocks* de vacantes gestionadas y de demandas de empleo). Dichas correlaciones –0,997 en el caso de las vacantes y 0,85 en el caso de las demandas– son superiores a los coeficientes de correlación observados entre el flujo de colocaciones y los *stocks* de puestos vacantes y de demandas de empleo –0,785 y 0,085 respectivamente¹⁵. Todo esto induce a pensar que para explicar las colocaciones gestionadas cada mes es necesario atender no sólo a los *stocks* de vacantes gestionadas y de demandas de empleo al comienzo del mes sino también a los flujos de altas de oferta y de demanda a lo largo del mismo. Por otra parte, puede observarse que el número de colocaciones gestionadas dentro de cada mes supera con creces habitualmente el número de vacantes al comienzo del mismo, por lo que la mayor parte de las colocaciones gestionadas cada mes están cubriendo vacantes generadas a lo largo del mismo. Así, se observa un comportamiento diferenciado entre aquellas vacantes que se dan de alta cada mes y se van cubriendo con rapidez –que son la mayoría–, y las que van pasando al *stock* de pendientes y se cubren más lentamente o terminan dándose de baja por otras causas. En el caso de los demandantes de empleo, a diferencia de lo que ocurre con las vacantes, tanto el *stock* como el flujo de nuevos demandantes superan ampliamente el total de colocaciones en cada período, por lo que dichas colocaciones podrían formarse con demandantes de ambos grupos. Sin embargo, la mayor correlación relativa que se observa entre los flujos, indica que una parte de los nuevos demandantes en cada período consigue formar una colocación dentro del mismo¹⁶.

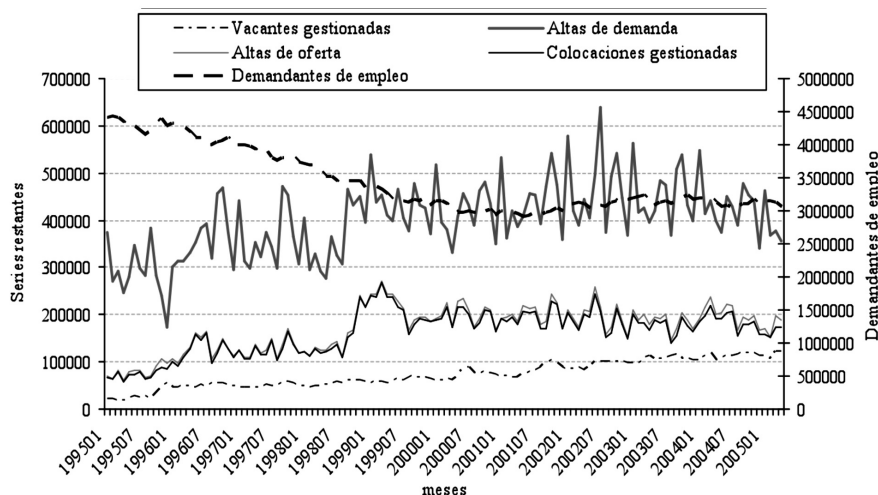
(13) La identidad empleada es la siguiente: Vacantes gestionadas en $t-1$ + Altas de oferta en t \equiv Colocaciones gestionadas en t + Bajas de oferta por otras causas en t + Vacantes gestionadas en t .

(14) En este gráfico se representa sólo una parte (1995:01-2005:04) del período total que hemos analizado, para que pueda visualizarse mejor el grado de correlación existente. Para el resto del período se deducen conclusiones análogas. Las series de vacantes gestionadas y de altas de oferta y de demanda son las corregidas mediante el análisis de intervención expuesto en esta sección.

(15) Dichas correlaciones han sido calculadas para el período total analizado y con las series intervenidas de vacantes y de altas de oferta y de demanda.

(16) Esta dinámica se corresponde con el hecho observado en la economía española de que la probabilidad de encontrar empleo de un trabajador desempleado se reduce conforme más tiempo lleve en esa situación –véanse por ejemplo Antolín (1997), Alba-Ramírez (1999) y Bover y Gómez (2004).

Gráfico 2: DEMANDANTES DE EMPLEO, VACANTES GESTIONADAS, ALTAS DE DEMANDA Y DE OFERTA Y COLOCACIONES GESTIONADAS. ESPAÑA. 1995:01-2005:04



Fuente: Elaboración propia.

2. FUNCIÓN DE EMPAREJAMIENTO: AGREGACIÓN TEMPORAL Y ENFOQUE *STOCK-FLOW*

Los datos del INEM anteriormente descritos permiten plantear la estimación de una función de emparejamiento que estime el flujo de colocaciones (M_n) durante cada mes n en función de los *stocks* al comienzo del mes de trabajadores en busca de empleo (U_n) y de puestos vacantes (V_n), pero también en función de los flujos a lo largo del mes de nuevos demandantes (u_n) y de nuevas vacantes (v_n). En esta sección presentaremos, de forma sintética, las distintas especificaciones que estimaremos en la sección siguiente.

La función de emparejamiento convencional proporciona el flujo de colocaciones en función exclusivamente de los *stocks* iniciales. Así, si se adopta la forma funcional Cobb-Douglas, se obtiene:

$$M_n = \alpha_0 U_n^{\alpha_1} V_n^{\alpha_2} \quad [1]$$

Como se ha expuesto en la sección anterior, el número de colocaciones gestionadas cada mes en las oficinas públicas de empleo (flujo de salida) es bastante alto en relación al número de vacantes pendientes a comienzos del mismo (*stock* inicial), superándolo muchos meses. Esta situación apunta a un problema de agregación temporal; problema que se presenta cuando se estiman en tiempo discreto variables flujo en función de variables *stock*. Así, las colocaciones gestionadas cada mes corresponden no sólo a las vacantes y los trabajadores en busca de empleo pendientes a comienzos del mismo, sino también al flujo de nuevas vacantes y de nuevos trabajadores durante ese período. En este sentido, podemos incorpo-

rar a la función de emparejamiento convencional los flujos de nuevas vacantes y nuevos trabajadores en busca de empleo¹⁷:

$$M_n = \alpha_0 U_n^{\alpha_1} V_n^{\alpha_2} u_n^{\alpha_3} v_n^{\alpha_4} \quad [2]$$

Si consideramos un proceso de emparejamiento aleatorio, los flujos de nuevas vacantes y nuevos trabajadores en busca de empleo no se diferencian de los *stocks* correspondientes, salvo en el tiempo que han estado sometidos al proceso de emparejamiento. De este modo, si los trabajadores se emparejan a la tasa λ_n y las vacantes a la tasa μ_n , se obtienen las siguientes funciones de emparejamiento agregadas temporalmente¹⁸:

$$M_n = \bar{U}_n (1 - e^{-\lambda_n}) \quad [3]$$

$$M_n = \bar{V}_n (1 - e^{-\mu_n}) \quad [4]$$

donde los trabajadores en busca de empleo equivalentes (\bar{U}_n) y las vacantes equivalentes (\bar{V}_n) se definen como:

$$\bar{U}_n = U_n + u_n \frac{e^{-\lambda_n} - 1 + \lambda_n}{\lambda_n (1 - e^{-\lambda_n})} \quad [5]$$

$$\bar{V}_n = V_n + v_n \frac{e^{-\mu_n} - 1 + \mu_n}{\mu_n (1 - e^{-\mu_n})} \quad [6]$$

Estos valores son “equivalentes” en el sentido de que ponderan los nuevos flujos de trabajadores y vacantes teniendo en cuenta que han estado sometidos menos tiempo al proceso de emparejamiento. Así, con un $\lambda_n \approx 0$ (los trabajadores se emparejan de forma muy lenta) resulta: $\bar{U}_n = U_n + 0,5 u_n$; de forma que cada trabajador del nuevo flujo, que habrá estado sometido por término medio la mitad del mes al proceso de emparejamiento, pondera la mitad que uno que ya estaba desde el principio (aunque prácticamente todos, unos y otros, seguirían a final de mes buscando empleo debido a la gran lentitud del proceso de emparejamiento). En algunas estimaciones de la sección siguiente se utilizarán los valores $\bar{U}_n = U_n + 0,5 u_n$ y $\bar{V}_n = V_n + 0,5 v_n$ como aproximaciones.

A partir de las ecuaciones [3] y [4] obtenemos:

$$\bar{U}_n (1 - e^{-\lambda_n}) = \bar{V}_n (1 - e^{-\mu_n}) \quad [7]$$

La especificación de las funciones [3] y [4] se completa explicitando la dependencia de las tasas λ_n y μ_n de otras variables. Como ambas están relacionadas

(17) Especificaciones similares a ésta se encuentran en Coles y Smith (1998) y Dmitrijeva y Hazans (2006). Un tratamiento más amplio del problema de agregación temporal se encuentra en Burdett *et al.* (1994), Petrongolo y Pissarides (2001), Coles y Petrongolo (2005) y Gregg y Petrongolo (2005). Además, en estos tres últimos trabajos se distinguen los casos de emparejamiento aleatorio y *stock-flow*.

(18) Para un mayor detalle sobre la obtención de estas funciones, tanto en el caso de emparejamiento aleatorio como en el caso *stock-flow*, véanse Coles y Petrongolo (2005) y Gregg y Petrongolo (2005).

por [7], basta con especificar una de ellas, en nuestro caso λ_n . Así, de una forma general, podemos considerar:

$$\lambda_n = \lambda(\bar{U}_n, \bar{V}_n; \theta) \quad [8]$$

donde la tasa de emparejamiento durante un mes depende de los trabajadores y las vacantes equivalentes durante el mismo, siendo θ el vector de parámetros a estimar de la función que representa dicha dependencia. Si suponemos una especificación Cobb-Douglas estándar, tendríamos:

$$\lambda_n = \alpha_0 \bar{U}_n^{\alpha_1} \bar{V}_n^{\alpha_2} \quad [9]$$

siendo $\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2)$ el vector de parámetros a estimar. Dados los parámetros θ y los datos (U_n, u_n, V_n, v_n) , el sistema de 4 ecuaciones –[5], [6], [7] y [9]– se puede resolver numéricamente para obtener los valores de las 4 incógnitas $(\bar{U}_n, \bar{V}_n, \lambda_n$ y $\mu_n)$. Condicionado a θ , el número de emparejamientos del mes n viene dado por [3]:

$$M_n(\theta) = \bar{U}_n (1 - e^{-\lambda_n}) \quad [10]$$

o bien, teniendo en cuenta [5], por:

$$M_n(\theta) = U_n (1 - e^{-\lambda_n}) + u_n \left(1 - \frac{1 - e^{-\lambda_n}}{\lambda_n} \right) \quad [11]$$

Si consideramos un proceso de emparejamiento *stock-flow*, el mercado de trabajo agregado contiene dos segmentos. En el segmento I los trabajadores en busca de empleo se encuentran en el lado largo del mercado, por lo que deben esperar la llegada de nuevas vacantes de este segmento, que se emparejan inmediatamente a medida que llegan. En el segmento II ocurre lo contrario, siendo las vacantes las que deben esperar la llegada de nuevos trabajadores, que se emparejan inmediatamente a medida que llegan. Los *stocks* pendientes en cada momento estarán integrados, por tanto, por trabajadores del segmento I y vacantes del segmento II. Los flujos de nuevos trabajadores y de vacantes, en cambio, incluirán elementos de ambos segmentos. Así, denotaremos como p_n a la fracción del flujo de nuevos trabajadores perteneciente al segmento II y como q_n a la fracción del flujo de nuevas vacantes perteneciente al segmento I. Análogamente al caso de emparejamiento aleatorio, λ_n y μ_n son las tasas a las que los *stocks* de trabajadores del segmento I y las vacantes del segmento II se van emparejando respectivamente con las fracciones q_n y p_n de los flujos de nuevas vacantes y de nuevos trabajadores de su mismo segmento. Por tanto, el emparejamiento en los segmentos I y II implica, respectivamente, las siguientes funciones:

$$q_n v_n = \bar{U}_n (1 - e^{-\lambda_n}) \quad [12]$$

$$p_n u_n = \bar{V}_n (1 - e^{-\mu_n}) \quad [13]$$

donde los trabajadores en busca de empleo equivalentes (\bar{U}_n) y las vacantes equivalentes (\bar{V}_n) se definen como:

$$\bar{U}_n = U_n + u_n(1 - p_n) \frac{e^{-\lambda_n} - 1 + \lambda_n}{\lambda_n(1 - e^{-\lambda_n})} \quad [14]$$

$$\bar{V}_n = V_n + v_n(1 - q_n) \frac{e^{-\mu_n} - 1 + \mu_n}{\mu_n(1 - e^{-\mu_n})} \quad [15]$$

El total de emparejamientos en ambos segmentos queda reflejado en la siguiente expresión:

$$M_n = \bar{U}_n (1 - e^{-\lambda_n}) + u_n p_n \quad [16]$$

Estas funciones se completan especificando la dependencia de las tasas λ_n o μ_n y las fracciones p_n o q_n de otras variables. Como están relacionadas por [12] y [13], basta con especificar λ_n y p_n (o μ_n y q_n alternativamente). De una forma general, podemos considerar:

$$\lambda_n = \lambda(\bar{U}_n, v_n; \theta) \quad [17]$$

$$p_n = p(\bar{V}_n, u_n; \theta) \quad [18]$$

Es decir, los trabajadores equivalentes se emparejan a una tasa λ_n con el flujo de nuevas vacantes, mientras que el flujo de nuevos trabajadores se empareja en una proporción p_n con las vacantes equivalentes; siendo θ en ambos casos el vector de parámetros a estimar de la función que representa dicha dependencia. En la estimación presentada en la sección 3 consideramos una especificación Cobb-Douglas estándar para λ_n :

$$\lambda_n = \alpha_0 \bar{U}_n^{\alpha_1} v_n^{\alpha_4} \quad [19]$$

mientras que p_n se estima en primer lugar como un parámetro constante no negativo y posteriormente permitiendo que varíe con las condiciones del mercado (de forma similar a λ_n):

$$p_n = \beta_0 \bar{V}_n^{\beta_1} u_n^{\beta_2} \quad [20]$$

de forma que $\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_4, p_n)$ será el vector de parámetros a estimar en el primer caso y $\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_4, \beta_0, \beta_1, \beta_2)$ en el segundo. Dados los parámetros θ y los datos (U_n, u_n, V_n, v_n) , en el primer caso el sistema de 5 ecuaciones –[12], [13], [14], [15] y [19]– se puede resolver numéricamente para obtener los valores de las 5 incógnitas $(\bar{U}_n, \bar{V}_n, \lambda_n, \mu_n$ y $q_n)$, mientras que en el segundo se tiene una ecuación más, la [20], y una incógnita más (p_n). Condicionado a θ , el número de emparejamientos del mes n viene dado por [16]:

$$M_n(\theta) = \bar{U}_n (1 - e^{-\lambda_n}) + u_n p_n \quad [21]$$

o bien, teniendo en cuenta [14], por:

$$M_n(\theta) = U_n (1 - e^{-\lambda_n}) + u_n \left[1 - \frac{(1 - p_n)}{\lambda_n} (1 - e^{-\lambda_n}) \right] \quad [22]$$

Si consideramos el caso especial del enfoque *stock-flow* con $p_n = 0$ y $q_n = 1$ tendremos un solo segmento, en el que todos los trabajadores en busca de empleo forman “una cola”, en espera del flujo de llegada de nuevas vacantes.

Finalmente, para contrastar la hipótesis *stock-flow* frente a la de emparejamiento aleatorio, se empleará una especificación para λ_n que engloba la [9] y la [19]:

$$\lambda_n = \alpha_0 \bar{U}_n^{\alpha_1} \bar{V}_n^{\alpha_2} v_n^{\alpha_4} \quad [23]$$

3. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

En primer lugar, especificaremos las series de datos utilizadas que, de acuerdo con lo expuesto en la sección anterior, son las series para cada mes n de los flujos de colocaciones (M_n), de nuevos trabajadores en busca de empleo (u_n) y de nuevas vacantes (v_n); y los *stocks* iniciales de trabajadores en busca de empleo (U_n) y de vacantes (V_n). Como ya se ha apuntado anteriormente, las estimaciones se restringen al ámbito de las colocaciones gestionadas por las oficinas públicas de empleo, debido a que sólo disponemos de los datos de vacantes gestionadas por dichas oficinas. Por tanto, tenemos¹⁹:

- M_n : colocaciones gestionadas durante el mes n .
- U_n : demandas de empleo en situación de alta al final del mes $n-1$. No restringimos esta variable a los demandantes incluidos en el paro registrado, ya que el proceso de emparejamiento correspondiente a las colocaciones gestionadas afecta a todos los demandantes de empleo.
- V_n : puestos de trabajo registrados en las oficinas pendientes de cubrir al final del mes $n-1$.
- u_n : altas de demanda de empleo durante el mes n .
- v_n : altas de puestos de trabajo ofrecidos, para que las oficinas gestionen su cobertura, durante el mes n .

El ámbito temporal de nuestro trabajo empírico, 1978:01 a 2005:04, se corresponde con el período del que disponemos de datos para todas estas variables²⁰. Las series para la economía española se representan en los gráficos 3 y 4²¹. En el gráfico 3 se representa el *stock* de demandas pendientes (U_n), con su flujo de entrada (u_n) y el componente de colocaciones gestionadas (M_n) de su flujo de salida; y en el gráfico 4 se representa el *stock* de vacantes gestionadas pendientes (V_n), con su flujo de entrada (v_n) y el componente de colocaciones gestionadas (M_n , que se repite en ambos gráficos) de su flujo de salida.

Un aspecto a tener en cuenta en nuestras estimaciones es la posibilidad de que algunas de las series empleadas sean no estacionarias²². Teniendo en cuenta que el

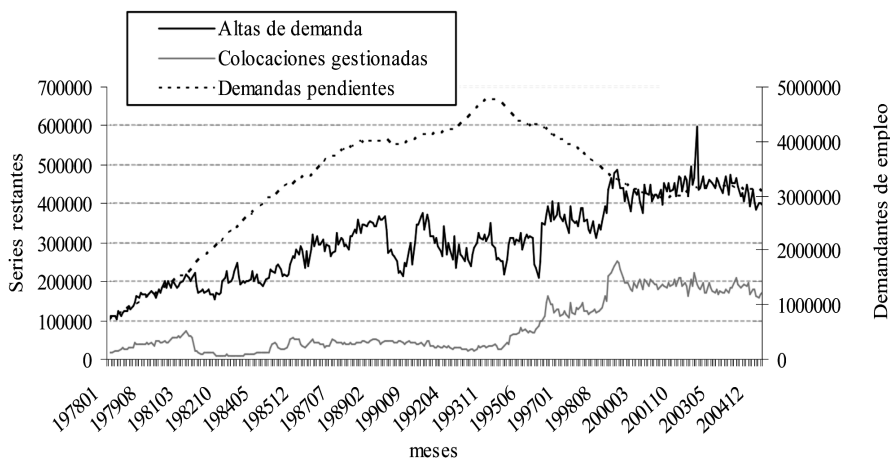
(19) Las series V_n , u_n y v_n que se mencionan a continuación son las series intervenidas, de acuerdo con lo expuesto en la sección 1.

(20) Recordemos que estos datos no son comparables con la estadística de empleo ofrecida por el INEM a partir de mayo de 2005 con la nueva metodología SISPE.

(21) Para mayor claridad en la inspección visual, se representan las series desestacionalizadas utilizando Tramo-Seats.

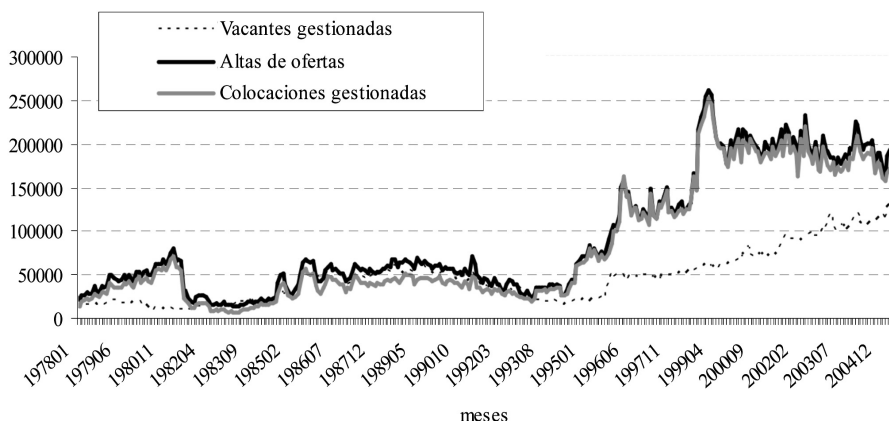
(22) El estadístico ADF para la especificación más general (que incluye constante y tendencia) registra un valor de -2,474 para las colocaciones, -1,491 para el *stock* de demandantes, -0,835 para el

Gráfico 3: DEMANDANTES DE EMPLEO, ALTAS DE DEMANDA Y COLOCACIONES GESTIONADAS. ESPAÑA. 1978:01-2005:04



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 4: VACANTES GESTIONADAS PENDIENTES, ALTAS DE OFERTA Y COLOCACIONES GESTIONADAS. ESPAÑA. 1978:01-2005:04



Fuente: Elaboración propia.

stock de vacantes, -4,634 para las altas de demanda y -2,592 para las altas de oferta, frente a un valor crítico al 5% de -3,42. Las altas de demanda se comportan como una serie con tendencia estacionaria. En las demás series, realizando el contraste ADF con especificaciones más restrictivas (sin incluir la tendencia o sin incluir ni la tendencia ni la constante), seguimos sin poder rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria.

modelo expuesto en la sección 2 corresponde, básicamente, a un enfoque que explica las fluctuaciones en el emparejamiento a corto plazo, hemos optado por controlar los desplazamientos de largo plazo en el flujo de colocaciones mediante la inclusión en todas las especificaciones estimadas de una tendencia cúbica. Asimismo, hay que tener en cuenta que la variable explicativa del flujo de nuevas vacantes tiene un perfil de largo plazo bastante similar al de la variable dependiente (colocaciones gestionadas), por lo que el residuo que se obtiene en todas nuestras estimaciones muestra un comportamiento claramente estacionario²³.

3.1. Estimaciones convencionales de la función de emparejamiento

El cuadro 1 muestra los resultados obtenidos para distintas variantes de lo que podríamos denominar funciones de emparejamiento convencionales.

La columna 1 corresponde a la estimación de una función de emparejamiento convencional, en función de los *stocks* iniciales, correspondiente a la ecuación [1] de la sección anterior. El valor estimado del coeficiente de U_n (-0,17) tiene el signo incorrecto aunque resulta no significativo, mientras que el del coeficiente de V_n (0,33) tiene el signo correcto y resulta significativo al 6 por ciento. Los coeficientes de la tendencia indican que se produjo un deterioro en la efectividad del emparejamiento entre finales de los años setenta y mediados de la década de los ochenta, lo cual resulta coherente con el desplazamiento hacia afuera experimentado por la curva de Beveridge en esos años. Desde mediados de los ochenta el proceso de emparejamiento gana en efectividad, aunque a partir del año 2002 se vuelve a registrar una pérdida de eficiencia. El ajuste obtenido para esta especificación, con tendencia cúbica y esquema AR(4) en la perturbación, resulta ya bastante elevado (R^2 ajustado de 0,981).

En la columna 2 estimamos una función de emparejamiento convencional pero incorporando los flujos de nuevas vacantes y nuevos trabajadores en busca de empleo, correspondiente a la ecuación [2] de la sección anterior. Lo más destacable es el resultado próximo a la unidad obtenido para el valor estimado del coeficiente del flujo de nuevas vacantes (0,94), que resulta además altamente significativo, mientras que el efecto del *stock* inicial de vacantes se reduce considerablemente (0,09). También es escaso el efecto del *stock* inicial y del flujo de nuevos trabajadores, mostrando el primero un signo incorrecto y un valor-p de 0,06. Una vez que se tienen en cuenta los flujos de nuevas vacantes y de nuevos trabajadores, las variaciones en la efectividad del *matching* se reducen de manera importante, como muestran los coeficientes obtenidos para la tendencia²⁴. Además, el ajuste consigue mejorarse (R^2 ajustado de 0,998). Finalmente, no se puede rechazar la hipótesis de rendimientos de escala constantes en los *stocks* y en los flujos²⁵.

(23) Este factor es respaldado por los resultados de estacionariedad obtenidos al aplicar el contraste ADF a los residuos generados en las diferentes estimaciones –véanse los cuadros 1, 2 y 3.

(24) Este resultado, que se observa también en el resto de especificaciones estimadas, indica que si ignoramos la influencia de los flujos de oferta y demanda de puestos en el análisis del flujo de colocaciones podemos obtener una percepción incorrecta de los cambios de eficiencia en el proceso de emparejamiento –véase también Gregg y Petrongolo (2005).

(25) La existencia de rendimientos de escala constantes en la función de emparejamiento ha sido contrastada en diversos trabajos. Por ejemplo, para la economía española, pueden consultarse los

Cuadro 1: ESTIMACIONES CONVENCIONALES DE LA FUNCIÓN DE EMPAREJAMIENTO.
ESPAÑA. 1978:01-2005:04

Especificación	1	2	3	4
α_0 (constante)	36645,3 <i>178880,4</i>	1,65 <i>1,38</i>	0,58 <i>0,18</i>	0,89 <i>0,01</i>
$\alpha_1 (U_n)$	-0,17 <i>0,45</i>	-0,11 <i>0,06</i>		
$\alpha_2 (V_n)$	0,33 <i>0,18</i>	0,09 <i>0,03</i>		
$\alpha_3 (u_n)$		0,07 <i>0,02</i>		
$\alpha_4 (v_n)$		0,94 <i>0,03</i>	1,03 <i>0,02</i>	1,00 ^a
t	-176,64 <i>93,20</i>	-36,17 <i>12,69</i>	-26,84 <i>11,17</i>	-35,02 <i>11,84</i>
t ²	1,41 <i>0,57</i>	0,36 <i>0,11</i>	0,27 <i>0,10</i>	0,33 <i>0,10</i>
t ³	0,00 <i>0,00</i>	0,00 <i>0,00</i>	0,00 <i>0,00</i>	0,00 <i>0,00</i>
AR(1)	0,69 <i>0,06</i>	0,67 <i>0,06</i>	0,55 <i>0,06</i>	0,54 <i>0,06</i>
AR(2)	0,30 <i>0,07</i>	0,24 <i>0,06</i>	0,10 <i>0,07</i>	0,10 <i>0,06</i>
AR(3)	0,14 <i>0,07</i>		0,12 <i>0,07</i>	0,11 <i>0,07</i>
AR(4)	-0,22 <i>0,06</i>		0,13 <i>0,06</i>	0,14 <i>0,06</i>
$\Sigma(\text{AR})$	0,92	0,90	0,91	0,89
R ² ajustado	0,981	0,998	0,998	0,998
Rend. Esc. Ctes. ^b	7,05	0,14		
Residuos ADF ^c	-17,91	-18,38	-17,94	-17,95

Nota: Datos mensuales desestacionalizados con Tramo-Seats. Variable dependiente: colocaciones gestionadas por las oficinas públicas de empleo. Método de estimación: mínimos cuadrados no lineales. Errores estándar en cursiva.

a. Coeficiente impuesto.

b. Test de Wald. Valor crítico al 5% de significación: $\chi^2(1) = 3,84$.

c. Estadístico ADF para la especificación sin constante ni tendencia. Valor crítico al 5% de -1,94.

Fuente: Elaboración propia.

trabajos de Burda y Wyplosz (1994), Bell (1997) y Castillo *et al.* (1998); trabajos que no proporcionan una evidencia concluyente al respecto. Desde un punto de vista teórico esta propiedad resulta plausible, ya que asegura la existencia de una tasa de desempleo constante en una economía con crecimiento equilibrado –véase Pissarides (2000, cap. 3).

Teniendo en cuenta esos resultados, en la columna 3 se simplifica radicalmente la especificación anterior, dejando únicamente el flujo de nuevas vacantes como variable explicativa. El valor estimado del coeficiente para dicho flujo sigue muy próximo a la unidad (1,03) y es altamente significativo, sin que se rechace la hipótesis de que es igual a 1 mediante el contraste de Wald (valor- $p = 0,18$). El ajuste muy alto se mantiene. Por su parte, en la columna 4 se impone $\alpha_4 = 1$. Se obtiene una estimación del coeficiente α_0 algo inferior a la unidad (0,89), manteniéndose el ajuste muy alto, lo que puede interpretarse de una forma muy simple como que las colocaciones gestionadas cada mes corresponden en su mayor parte al flujo de nuevas vacantes durante dicho mes, que se cubren por tanto rápidamente, mientras que otra pequeña parte de dicho flujo corresponde a vacantes que terminarán causando baja por otras causas²⁶. Esta interpretación es similar al resultado de trabajadores “en cola” que se obtiene posteriormente en otras estimaciones más estructuradas.

3.2. *Estimaciones de la función de emparejamiento que tratan el problema de la agregación temporal*

El cuadro 2 recoge las estimaciones obtenidas en aquellas especificaciones de la función de emparejamiento que tratan de forma estructurada el problema de la agregación temporal²⁷.

Las columnas 5 a 7 corresponden a distintas especificaciones para el caso de emparejamiento aleatorio. En la columna 5, de acuerdo con lo expuesto en la sección 2, se estiman los parámetros $\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2)$ de la función de emparejamiento [10] con λ_n dada por [9] y, paralelamente, se obtienen los valores de las 4 incógnitas (\bar{U}_n , \bar{V}_n , λ_n , y μ_n) resolviendo numéricamente un sistema de 4 ecuaciones –[5], [6], [7] y [9]²⁸. Los valores estimados de los coeficientes de los trabajadores y las vacantes equivalentes en la ecuación [9], que proporciona la tasa de emparejamiento, resultan ser no muy distintos de -1 y 1 respectivamente (-1,10 y 1,17 son sus estimaciones puntuales). Esto implica, de forma aproximada, que el flujo de emparejamientos depende únicamente, y de forma proporcional, de las vacantes equivalentes, y que el número de trabajadores equivalentes (que incluye tanto el *stock* pendiente como el nuevo flujo ponderado) no afecta a este flujo pero, al repartirse los emparejamientos entre ellos aleatoriamente, la tasa resulta inversamente proporcional (es decir, se expulsan unos a otros al competir por las escasas vacantes). Por otro lado, los valores medios obtenidos de las tasas de emparejamiento de los trabajadores

(26) En esta interpretación, el *stock* V_n se compone de vacantes que terminarán causando baja por otras causas. La posibilidad de que formen parte de este *stock* vacantes que se cubren en períodos posteriores llevaría a una especificación más amplia, con retardos.

(27) Obsérvese que las ecuaciones estimadas en las columnas 2, 3 y 4 del cuadro 1, al incluir los flujos de nuevas vacantes y nuevos trabajadores en busca de empleo, pueden considerarse una forma de tratar, en una primera aproximación, el problema de agregación temporal que se plantea al estimar la ecuación (1) con datos discretos. Pero a diferencia de estas especificaciones sencillas, las correspondientes al cuadro 2 tratan el problema de la agregación temporal de la forma más estructurada correspondiente a los dos modelos de emparejamiento, aleatorio y *stock-flow*, que se desarrollaron en la sección 2.

(28) Un análisis más pormenorizado del método de estimación empleado puede consultarse en Álvarez de Toledo *et al.* (2004, apéndice 2).

Cuadro 2: ESTIMACIONES DE LA FUNCIÓN DE EMPAREJAMIENTO QUE TRATAN EL PROBLEMA DE LA AGREGACIÓN TEMPORAL ESPAÑA. 1978:01-2005:04

	Emparejamiento aleatorio			Emp. aleatorio vs. <i>stock-flow</i>	Emparejamiento <i>stock-flow</i>								
	5	6	7 ^a		8	9	10	11	12 ^a	13	14	15 ^a	
Especificación													
α_0 (constante)	0,59 0,73	1,98 3,19	1,23 0,09		0,95 0,87	2,03 1,84	1,42 1,13	1,42 1,14	1,05 0,07	0,99 1,09	0,41 0,64	1,13 0,09	
α_1 (\bar{U}_n)	-1,10 0,08	-1,19 0,11	-1,07 0,04		-1,08 0,07	-1,14 0,07	-1,09 0,06	-1,09 0,06	-1,07 0,03	-1,14 0,07	-1,13 0,09	-1,14 0,03	
α_2 (\bar{V}_n)	1,17 0,04	1,21 0,05	1-07 0,04		0,53 0,07	0,33 0,06							
α_3 (u_n)													
α_4 (v_n)					0,56 0,06	0,79 0,05	1,07 0,03	1,07 0,03	1,07 0,03	1,15 0,04	1,19 0,07	1,14 0,03	
P_n					0,02 0,01		0,02 0,01	0,02 0,01	0,02 0,01				
β_0 (constante)										1,13 3,04	2,68 5,96	0,30 0,05	
β_1 (\bar{V}_n)										0,70 0,18	0,68 0,15	0,79 0,06	
β_2 (u_n)										-0,81 0,08	-0,85 0,05		
t	-41,60 15,14	-51,71 19,00	-45,47 15,75		-32,02 11,64	-39,59 13,39	-38,71 14,25	-38,84 14,28	-37,08 13,49	-42,23 16,77	-43,76 18,04	-36,99 12,41	
t ²	0,41 0,14	0,51 0,17	0,42 0,14		0,32 0,10	0,38 0,12	0,36 0,12	0,36 0,12	0,34 0,11	0,38 0,13	0,38 0,13	0,34 0,11	

Nota: Datos mensuales desestacionalizados con Tramo-Seats. Variable dependiente: colocaciones gestionadas por las oficinas públicas de empleo. Método de estimación: mínimos cuadrados no lineales. Errores estándar en cursiva.

a. Se imponen rendimientos de escala constantes en el emparejamiento.

b. Test de Wald. Valor crítico al 5% de significación: $\chi^2(1) = 3,84$. En las especificaciones de las columnas 13 y 14 el contraste de rendimientos de escala se realiza para $\hat{\lambda}_n$ y p_n .

c. Estadístico ADF para la especificación sin constante ni tendencia. Valor crítico al 5% de -1,94.

Cuadro 2: ESTIMACIONES DE LA FUNCIÓN DE EMPAREJAMIENTO QUE TRATAN EL PROBLEMA DE LA AGREGACIÓN TEMPORAL
ESPAÑA. 1978:01-2005:04 (continuación)

Especificación	Emparejamiento aleatorio			Emp. aleatorio vs. <i>stock-flow</i>		Emparejamiento <i>stock-flow</i>					
	5	6	7 ^a	8	9	10	11	12 ^a	13	14	15 ^a
t^3	0,00 <i>0,00</i>	0,00 <i>0,00</i>	0,00 <i>0,00</i>	0,00 <i>0,00</i>	0,00 <i>0,00</i>	0,00 <i>0,00</i>	0,00 <i>0,00</i>	0,00 <i>0,00</i>	0,00 <i>0,00</i>	0,00 <i>0,00</i>	0,00 <i>0,00</i>
AR(1)	1,14 <i>0,06</i>	1,10 <i>0,06</i>	1,15 <i>0,06</i>	0,80 <i>0,07</i>	0,72 <i>0,07</i>	0,53 <i>0,06</i>	0,53 <i>0,06</i>	0,53 <i>0,06</i>	0,77 <i>0,07</i>	0,76 <i>0,07</i>	0,77 <i>0,07</i>
AR(2)	-0,18 <i>0,06</i>	-0,14 <i>0,06</i>	-0,19 <i>0,06</i>	0,14 <i>0,07</i>	0,20 <i>0,06</i>	0,12 <i>0,07</i>	0,12 <i>0,07</i>	0,12 <i>0,07</i>	0,17 <i>0,07</i>	0,14 <i>0,07</i>	0,17 <i>0,07</i>
AR(3)						0,08 <i>0,07</i>	0,08 <i>0,07</i>	0,08 <i>0,07</i>		-0,10 <i>0,08</i>	
AR(4)						0,17 <i>0,06</i>	0,17 <i>0,06</i>	0,17 <i>0,06</i>		0,14 <i>0,06</i>	
$\Sigma(\text{AR})$	0,96	0,96	0,96	0,94	0,92	0,90	0,90	0,90	0,93	0,94	0,94
medias muestrales											
λ_n	0,03	0,03	0,04	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02
p_n									0,09	0,14	0,08
μ_n	1,85		3,23	1,64		0,18		0,18	0,71		0,57
q_n						0,80		0,80	0,64		0,65
R ² ajustado	0,998	0,996	0,998	0,999	0,999	0,998	0,998	0,998	0,999	0,999	0,999
Rend. Esc. Ctes. ^b	0,70	0,02		0,08	0,22	0,15	0,15		0,02 (λ_n) 0,245(p_n)	0,342 (λ_n) 0,911 (p_n)	
Residuos ADF ^c	-5,78	-17,55	-17,69	-6,64	-18,07	-17,92	-17,92	-17,92	-17,88	-17,82	-17,93

Nota: Datos mensuales desestacionalizados con Tramo-Seats. Variable dependiente: colocaciones gestionadas por las oficinas públicas de empleo. Método de estimación: mínimos cuadrados no lineales. Errores estándar en cursiva.

a. Se imponen rendimientos de escala constantes en el emparejamiento.

b. Test de Wald. Valor crítico al 5% de significación: $\chi^2(1) = 3,84$. En las especificaciones de las columnas 13 y 14 el contraste de rendimientos de escala se realiza para λ_n y p_n .

c. Estadístico ADF para la especificación sin constante ni tendencia. Valor crítico al 5% de -1,94.

Fuente: Elaboración propia.

y de las vacantes son, respectivamente, 0,03 y 1,85²⁹. El alto ajuste obtenido (R^2 ajustado de 0,998) es similar al apuntado anteriormente con una función de emparejamiento convencional que incorpore los flujos de nuevas vacantes. Por último, indicaremos que no se rechaza la hipótesis de rendimientos de escala constantes.

La columna 6 es una aproximación de la especificación anterior, donde se estiman los parámetros $\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2)$ de la función de emparejamiento [11] con λ_n dada por [9], pero donde la aproximación $\bar{U}_n = U_n + 0,5 u_n$ y $\bar{V}_n = V_n + 0,5 v_n$ evita tener que resolver paralelamente el sistema de ecuaciones que aparecía en dicha especificación. Los coeficientes estimados de los trabajadores y las vacantes equivalentes en la ecuación [9] (-1,19 y 1,21, respectivamente) son muy similares a los obtenidos en la estimación anterior, así como el valor medio obtenido de la tasa de emparejamiento de los trabajadores (0,03)³⁰. En este caso, el ajuste obtenido resulta ligeramente inferior (R^2 ajustado de 0,996), y tampoco se rechaza la hipótesis de rendimientos de escala constantes.

La columna 7 recoge una reestimación de la especificación correspondiente a la columna 5, pero imponiendo la hipótesis de rendimientos de escala constantes. Comparando con dicha columna, el coeficiente estimado ahora para la relación entre vacantes y trabajadores equivalentes en la ecuación [9] es algo más próximo a la unidad; cambian algo los valores medios obtenidos de las tasas de emparejamiento de los trabajadores y de las vacantes, especialmente el segundo (0,04 y 3,23); y se mantiene el elevado ajuste.

Las columnas 8 y 9 permiten contrastar la hipótesis *stock-flow* frente a la de emparejamiento aleatorio. En la columna 8 se contrasta el efecto de incluir el flujo de nuevas vacantes como variable adicional en la especificación correspondiente a la columna 5, estimándose ahora los parámetros $\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_4)$ de la ecuación [23]. Bajo la hipótesis de emparejamiento aleatorio esto no debería suponer ningún valor explicativo adicional. Sin embargo, el ajuste se eleva (R^2 ajustado de 0,999) y el coeficiente del flujo de nuevas vacantes (0,56) resulta significativo, reduciéndose el valor estimado del de las vacantes equivalentes (0,53)³¹ y manteniéndose aproximadamente el de los trabajadores equivalentes. Todo ello nos lleva a prestar atención a la hipótesis alternativa *stock-flow*. Por último, indicaremos que los valores medios obtenidos de las tasas de emparejamiento de los trabajadores y de las vacantes son similares a los obtenidos en la columna 5 (0,03 y 1,64), y que sigue sin rechazarse la hipótesis de rendimientos de escala constantes.

La columna 9 corresponde a una especificación que engloba los casos de emparejamiento aleatorio y *stock-flow*. Se estiman los parámetros $\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_4, p_n)$

(29) Los valores medios de sus inversas, $1/\lambda_n$ y $1/\mu_n$, corresponderían a las duraciones esperadas (en meses) respectivas si los flujos de salida de los *stocks* de demandantes de empleo y vacantes fuesen sólo las colocaciones gestionadas. La existencia, tal como hemos expuesto en la sección 1, de bajas por otras causas y de colocaciones comunicadas, hace que no sea válida sin más esta interpretación.

(30) En este caso, al no resolverse el sistema de ecuaciones mencionado, no se obtiene la tasa de emparejamiento de las vacantes (μ_n).

(31) Este resultado contrasta con el obtenido por Coles y Petrongolo (2005) para el Reino Unido, ya que en ese trabajo el *stock* de vacantes deja de ser significativo una vez que se incluye el flujo de nuevas vacantes como variable explicativa del flujo de colocaciones.

(tratando p_n como un parámetro constante) de la función de emparejamiento [22] con λ_n dada por [23] y utilizando la aproximación $\bar{U}_n = U_n + 0,5 u_n$ y $\bar{V}_n = V_n + 0,5 v_n$. En el caso de emparejamiento aleatorio obtendríamos los coeficientes $\alpha_4 = 0$ y $\alpha_2 > 0$, sucediendo a la inversa en el caso *stock-flow*. Además, en el caso de emparejamiento aleatorio $p_n = 0$, mientras que en el caso *stock-flow* $p_n > 0$, salvo en el caso extremo de trabajadores “en cola” en que también se cumple $p_n = 0$. En nuestra estimación obtenemos un resultado mixto, aunque próximo al caso extremo *stock-flow* con trabajadores “en cola”, ya que ambos coeficientes, el de las vacantes equivalentes (0,33) y el del flujo de nuevas vacantes (0,79) resultan significativos, aunque es bastante mayor el segundo, mientras que el valor estimado de p_n resulta bastante próximo a 0 (0,02) aunque significativo³². El elevado ajuste y el valor medio de la tasa de emparejamiento de los trabajadores son similares a los obtenidos en el caso anterior. Por último, tampoco se rechaza la hipótesis de rendimientos de escala constantes.

Las columnas 10 a 15 corresponden a distintas especificaciones para el caso de emparejamiento *stock-flow*. En la columna 10, de acuerdo con lo expuesto en la sección 2, se estiman los parámetros $\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_4, p_n)$ (tratando p_n como un parámetro constante) de la función de emparejamiento [21] con λ_n dada por [19] y, paralelamente, se obtienen los valores de las 5 incógnitas ($\bar{U}_n, \bar{V}_n, \lambda_n, \mu_n$ y q_n) resolviendo numéricamente un sistema de 5 ecuaciones –[12], [13], [14], [15] y [19]. El principal resultado que obtenemos es que el emparejamiento está próximo al caso extremo *stock-flow* con trabajadores “en cola”, ya que de nuevo el valor estimado de p_n es bastante próximo a 0 (0,02). Por tanto, casi todos los trabajadores se encuentran en el lado largo del mercado (fracción $1 - p_n$), por lo que deben esperar la llegada de nuevas vacantes, de las que la fracción q_n (con media muestral 0,8) se empareja inmediatamente a medida que llega. Los coeficientes de los trabajadores equivalentes y del flujo de nuevas vacantes en la ecuación [19], que proporciona la tasa de emparejamiento, resultan no muy distintos de -1 y 1 (-1,09 y 1,07 respectivamente), lo que implica, de forma aproximada, que el flujo de emparejamientos depende únicamente, y de forma proporcional, del flujo de nuevas vacantes, compitiendo los trabajadores por las escasas vacantes. El valor medio de la tasa de emparejamiento para los trabajadores es 0,02. En el otro segmento, mucho más reducido que el primero, se emparejarían las fracciones complementarias p_n de trabajadores y $1 - q_n$ de vacantes, siendo en este caso los primeros los que se emparejan inmediatamente y las segundas las que deben esperar³³. En este segmento el valor medio de la tasa de emparejamiento de las vacantes es 0,18³⁴.

(32) Según este valor del coeficiente p_n , tan sólo el 2% de los nuevos demandantes de empleo conseguiría emparejarse a través de las colocaciones gestionadas por el INEM en su primer mes de búsqueda. Este coeficiente aumenta algo en las siguientes especificaciones, correspondientes al emparejamiento *stock-flow*.

(33) El modelo *stock-flow* es obviamente una aproximación a la realidad, que no considera aspectos como: a) vacantes que entran a final de mes y no da tiempo a tramitar, ya que en la realidad no se cubren inmediatamente como en el segmento I del modelo; b) vacantes que no llegan a cubrirse y terminan dándose de baja por otras causas, tal como se describió en la sección 1.

(34) Los valores medios de $(1-p_n)/\lambda_n$ y $(1-q_n)/\mu_n$ corresponderían a las duraciones esperadas (en meses) respectivas si los flujos de salida de los stocks de demandantes de empleo y vacantes fuesen

Por último, apuntaremos que el ajuste obtenido es ligeramente inferior al de las columnas 8 y 9 (*stock-flow* frente a emparejamiento aleatorio) y similar al de la columna 5 (emparejamiento aleatorio).

La columna 11 recoge una aproximación a la especificación anterior, donde se estiman los parámetros $\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_4, p_n)$ de la función de emparejamiento [22] con λ_n dada por [19], evitando con el uso de $\bar{U}_n = U_n + 0,5 u_n$ y $\bar{V}_n = V_n + 0,5 v_n$ tener que resolver paralelamente el sistema de ecuaciones que aparecía en dicha especificación³⁵; por su parte, la columna 12 recoge también una reestimación de dicha especificación, pero imponiendo la hipótesis de rendimientos de escala constantes. Como puede observarse, los resultados obtenidos apenas difieren.

En la columna 13 consideramos una especificación más general de p_n que el valor constante supuesto en la columna 10, permitiendo que varíe con las condiciones del mercado (de forma similar a λ_n) según la ecuación [20]. De acuerdo con lo expuesto en la sección 2, se estiman los parámetros $\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_4, \beta_0, \beta_1, \beta_2)$ de la función de emparejamiento [21] con λ_n dada por [19] y p_n dada por [20] y, paralelamente, se obtienen los valores de las 6 incógnitas ($\bar{U}_n, \bar{V}_n, \lambda_n, \mu_n, q_n$ y p_n) resolviendo numéricamente un sistema de 6 ecuaciones –[12], [13], [14], [15], [19] y [20]. Los coeficientes estimados para la ecuación [20] del *stock* de vacantes equivalentes (0,7) y del flujo de nuevos trabajadores (-0,81) resultan significativos y con el signo esperado, volviendo a mejorar ligeramente el ajuste (R^2 ajustado de 0,999). Además, el valor medio de p_n (0,09) está menos próximo a 0³⁶. Por su parte, la columna 14 recoge una aproximación de esta especificación, donde se estiman los parámetros $\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_4, \beta_0, \beta_1, \beta_2)$ de la función de emparejamiento (22) con λ_n dada por (19) y p_n dada por (20), evitando con el uso de $\bar{U}_n = U_n + 0,5 u_n$ y $\bar{V}_n = V_n + 0,5 v_n$ tener que resolver paralelamente el sistema de ecuaciones.

Las especificaciones correspondientes a las columnas 13 y 14 presentan rendimientos de escala constantes en los *stocks* y en los flujos, por lo que en la columna 15 se vuelve a estimar la especificación de la columna 13, pero imponiendo rendimientos de escala constantes. Como puede observarse, los resultados obtenidos en las columnas 14 y 15 apenas difieren de los de la columna 13.

3.3. Estabilidad temporal y geográfica

Adicionalmente, con el objetivo de comprobar la estabilidad temporal y geográfica de los parámetros estimados, el cuadro 3 recoge la reestimación de algunas de las especificaciones más relevantes de los cuadros 1 y 2 para distintos subperíodos y para ciertas comunidades autónomas. En concreto, las especificaciones

sólo las colocaciones gestionadas. Como ya hemos señalado, la existencia de bajas por otras causas y de colocaciones comunicadas hace que no sea válida esta interpretación.

(35) Esta especificación también puede obtenerse de la columna 9 (que engloba los casos de emparejamiento aleatorio y *stock-flow*) considerando $\alpha_2 = 0$ (caso *stock-flow* puro). Al no resolverse el sistema de ecuaciones mencionado, no se obtienen la tasa de emparejamiento de las vacantes (μ_n), ni la fracción de las nuevas vacantes que se empareja inmediatamente (q_n).

(36) A diferencia del caso español, para la economía del Reino Unido el valor de p_n se encuentra comprendido entre 0,4 y 0,5 –véanse Coles *et al.* (2004), Coles y Petrongolo (2005) y Gregg y Petrongolo (2005).

Cuadro 3: ESTIMACIONES DE LA FUNCIÓN DE EMPAREJAMIENTO.
ESTABILIDAD TEMPORAL Y GEOGRÁFICA

Especificación	Estimaciones convencionales			
	2			
	España 1978:01- 1991:12	España 1992:01- 2005:04	Andalucía	Madrid
α_0 (constante)	2,96 <i>1,70</i>	0,00 <i>0,00</i>	7447,85 <i>11060,53</i>	0,02 <i>0,03</i>
$\alpha_1 (U_n)$	-0,24 <i>0,08</i>	0,83 <i>0,26</i>	-0,78 <i>0,13</i>	0,22 <i>0,07</i>
$\alpha_2 (V_n)$	0,01 <i>0,04</i>	0,13 <i>0,04</i>	0,18 <i>0,04</i>	0,02 <i>0,02</i>
$\alpha_3 (u_n)$	0,03 <i>0,06</i>	0,10 <i>0,03</i>	0,07 <i>0,06</i>	-0,09 <i>0,03</i>
$\alpha_4 (v_n)$	1,15 <i>0,06</i>	1,09 <i>0,09</i>	0,84 <i>0,09</i>	1,14 <i>0,03</i>
t	14,57 <i>7,28</i>	10,33 <i>6,20</i>	2,30 <i>1,01</i>	-13,24 <i>3,66</i>
t^2		-0,03 <i>0,03</i>		0,12 <i>0,03</i>
t^3				0,00 <i>0,00</i>
AR(1)	0,62 <i>0,07</i>	0,71 <i>0,09</i>	0,81 <i>0,06</i>	0,39 <i>0,06</i>
AR(2)		0,28 <i>0,09</i>	0,36 <i>0,07</i>	-0,05 <i>0,06</i>
AR(3)			-0,08 <i>0,08</i>	0,06 <i>0,06</i>
AR(4)			-0,13 <i>0,06</i>	0,23 <i>0,06</i>
$\Sigma(\text{AR})$	0,62	0,99	0,97	0,64
R^2 ajustado	0,982	0,998	0,990	0,997
Rend. Esc. Ctes. ^b	1,30	10,38	39,14	12,00
Residuos ADF ^c	-14,14	-12,95	-18,33	-18,23

Nota: Véase la nota del cuadro 2.

Cuadro 3: ESTIMACIONES DE LA FUNCIÓN DE EMPAREJAMIENTO.
ESTABILIDAD TEMPORAL Y GEOGRÁFICA (continuación)

Especificación	Estimaciones que tratan el problema de la agregación temporal (emparejamiento <i>stock-flow</i>)			
	10			
	España 1978:01- 1991:12	España 1992:01- 2005:04	Andalucía	Madrid
α_0 (constante)	3,15 1,77	0,00 0,00	95,77 136,15	1,41 1,41
$\alpha_1 (\bar{U}_n)$	-1,25 0,06	-0,40 0,26	-1,47 0,10	-1,09 0,08
$\alpha_2 (\bar{V}_n)$				
$\alpha_3 (u_n)$				
$\alpha_4 (v_n)$	1,20 0,07	1,17 0,08	1,07 0,10	1,07 0,03
Pn	0,01 0,01	0,03 0,01	0,01 0,01	0,00 0,01
β_0 (constante)				
$\beta_1 (\bar{V}_n)$				
$\beta_2 (u_n)$				
t	13,58 7,65	13,28 7,75	2,53 1,10	-14,42 3,84
t ²		-0,05 0,04		0,13 0,03
t ³				0,00 0,00
AR(1)	0,61 0,06	0,53 0,08	0,77 0,06	0,45 0,06
AR(2)		0,21 0,10	0,38 0,07	-0,04 0,06
AR(3)		0,06 0,10	-0,07 0,07	0,08 0,06
AR(4)		0,20 0,09	-0,12 0,06	0,22 0,06
$\Sigma(\text{AR})$	0,61	1,00	0,97	0,71
Medias muestrales				
λ_n	0,01	0,03	0,01	0,03
p_n				
μ_n	0,04	0,18	0,08	0,00
q_n	0,66	0,72	0,81	0,85
R ² ajustado	0,982	0,998	0,989	0,997
Rend. Esc. Ctes. ^b	1,13	11,07	11,84	0,05
Residuos ADF ^c	-14,14	-13,03	-18,34	-18,45

Nota: Véase la nota del cuadro 2.

Cuadro 3: ESTIMACIONES DE LA FUNCIÓN DE EMPAREJAMIENTO.
ESTABILIDAD TEMPORAL Y GEOGRÁFICA (continuación)

Especificación	Estimaciones que tratan el problema de la agregación temporal (emparejamiento <i>stock-flow</i>)			
	14			
	España 1978:01- 1991:12	España 1992:01- 2005:04	Andalucía	Madrid
α_0 (constante)	5,93 <i>10,24</i>	0,00 <i>0,00</i>	127,94 <i>318,92</i>	0,02 <i>0,03</i>
$\alpha_1 (\bar{U}_n)$	-1,51 <i>0,10</i>	-0,19 <i>0,36</i>	-1,60 <i>0,13</i>	-0,82 <i>0,10</i>
$\alpha_2 (\bar{V}_n)$				
$\alpha_3 (u_n)$				
$\alpha_4 (v_n)$	1,45 <i>0,17</i>	1,34 <i>0,16</i>	1,18 <i>0,19</i>	1,13 <i>0,03</i>
β_0 (constante)	0,39 <i>0,83</i>	1,33 <i>3,90</i>	0,68 <i>3,28</i>	0,00 <i>0,03</i>
$\beta_1 (\bar{V}_n)$	0,85 <i>0,16</i>	0,78 <i>0,21</i>	0,70 <i>0,33</i>	5,09 <i>1,62</i>
$\beta_2 (u_n)$	-0,89 <i>0,11</i>	-0,87 <i>0,06</i>	-0,82 <i>0,13</i>	-4,75 <i>1,60</i>
t		12,11 <i>6,29</i>	1,76 <i>0,93</i>	-9,96 <i>3,43</i>
t ²		-0,05 <i>0,02</i>		0,09 <i>0,03</i>
t ³				0,00 <i>0,00</i>
AR(1)	0,80 <i>0,05</i>	0,80 <i>0,11</i>	0,83 <i>0,06</i>	0,42 <i>0,06</i>
AR(2)		0,19 <i>0,11</i>	0,34 <i>0,07</i>	0,01 <i>0,06</i>
AR(3)		-0,24 <i>0,12</i>	-0,20 <i>0,06</i>	0,06 <i>0,06</i>
AR(4)		0,24 <i>0,08</i>		0,25 <i>0,06</i>
$\Sigma(\text{AR})$	0,80	0,98	0,97	0,74
Medias muestrales				
λ_n	0,01	0,02	0,01	0,02
p_n	0,07	0,16	0,07	0,00
μ_n				
q_n				
R ² ajustado	0,984	0,998	0,990	0,997
Rend. Esc. Ctes. ^b	0,159 (λ_n) 0,047 (p_n)	5,583 (λ_n) 0,177 (p_n)	3,908 (λ_n) 0,087 (p_n)	7,477 (λ_n) 0,077 (p_n)
Residuos ADF ^c	-13,51	-12,39	-18,26	-18,20

Nota: Véase la nota del cuadro 2.

Fuente: Elaboración propia.

estimadas han sido las que se corresponden con la columna 2 del cuadro 1 y con las columnas 10 y 14 del cuadro 2³⁷. Hemos considerado dos subperíodos bien diferenciados en lo que se refiere al comportamiento del flujo de colocaciones (1978:01-1991:12 y 1992:01-2005:04)³⁸, y hemos empleado los datos de dos comunidades autónomas que se caracterizan por un diferente grado de eficiencia en el proceso de emparejamiento (Andalucía y Madrid)³⁹, como ponen de manifiesto los trabajos de Dolado y Gómez (1997) y Antolín (1999)⁴⁰.

En este análisis de estabilidad temporal y geográfica, se observa que en todas las estimaciones el coeficiente del flujo de nuevas vacantes permanece cercano a 1, mientras que los valores medios de los parámetros p_n y λ_n permanecen cercanos a 0 y el del parámetro q_n toma valores superiores a 0,66. Estos resultados reproducen, de forma aproximada, los obtenidos para el conjunto de la economía española en el período completo analizado⁴¹.

En conjunto, nuestro análisis apunta a que la parcela del mercado de trabajo donde el INEM intermedia se muestra próxima al caso extremo *stock-flow* con trabajadores “en cola”.

4. POSIBLES EXTENSIONES

El análisis de la función de emparejamiento propuesto en este trabajo puede ser ampliado al menos en dos direcciones. Desde una perspectiva macroeconómica, podríamos intentar estudiar dicha función para el total de la economía española; en cuyo caso, los datos sobre los *stocks* y los flujos que ofrece el INEM serían insuficientes, al representar sólo a los puestos vacantes y a los trabajadores registrados en las oficinas públicas de empleo. Otra posibilidad, sería adoptar un enfoque microeconómico, consistente en emplear datos individuales sobre las colocaciones para analizar las características de las vacantes y de los trabajadores que las generan.

(37) La especificación correspondiente a la columna 2 del cuadro 1 es la más general de las que hemos denotado como funciones de emparejamiento convencionales. Las columnas 10 y 14 del cuadro 2 corresponden a especificaciones que tratan el problema de la agregación temporal para el caso de emparejamiento *stock-flow*, que es el que nuestro análisis muestra como más plausible; la primera suponiendo p_n constante y la segunda considerando una especificación más general de p_n .

(38) En todas nuestras estimaciones se rechaza la hipótesis nula de estabilidad estructural (al 1% de significación) en la función de emparejamiento entre ambos subperíodos, mediante los contrastes de Chow de predicción y de *breakpoint*.

(39) La utilización de la estadística de empleo del INEM debe realizarse con cautela cuando se desciende a nivel regional. Hasta la entrada en vigor del SISPE, algunas series, como por ejemplo la de colocaciones comunicadas o la de vacantes gestionadas, han presentado problemas en algunas comunidades autónomas. A pesar de esto, los resultados que obtenemos para Madrid y Andalucía coinciden en general con los obtenidos con las series nacionales.

(40) Estos trabajos sitúan a Andalucía entre las comunidades con un proceso de emparejamiento menos eficiente, mientras que Madrid se sitúa en el grupo de comunidades con mayor eficiencia.

(41) El coeficiente más inestable, tanto entre ambos subperíodos (a nivel nacional) como entre ambas comunidades, es el del *stock* de demandantes, ya sea el inicial o el equivalente. Destacan asimismo los coeficientes del *stock* de vacantes equivalentes (5,09) y del flujo de nuevos trabajadores (-4,75) en la expresión con p_n variable para el caso de Madrid (especificación 14), al alejarse bastante de los registrados en Andalucía y España; aunque el signo que muestran es el correcto, siendo además el valor medio del porcentaje p_n muy próximo a cero.

En primer lugar, comentaremos las series de datos requeridas para poder contrastar el emparejamiento *stock-flow* para el total de la economía española. Para el flujo de colocaciones, el INEM proporciona, tal como se describió en la sección 1, además de los datos de las colocaciones gestionadas por las oficinas públicas de empleo, los de otras colocaciones no gestionadas por dichas oficinas (colocaciones comunicadas), y la cifra total de colocaciones resultante parece bastante fiable. Otra vía para aproximarse al flujo de entrada en el empleo podría consistir en usar la serie trimestral ofrecida por la “Encuesta de Población Activa” (EPA), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística, sobre los ocupados que llevan menos de 3 meses en su empleo actual, si bien hay que tener en cuenta la naturaleza de *stock* de dicha serie.

La obtención de datos de los trabajadores en busca de empleo plantea mayores dificultades. Los datos de flujos y *stocks* de demandantes ofrecidos por el INEM, que corresponden a los registrados como tales por las oficinas públicas de empleo, aunque recogen una parte importante del total de la economía, no incluyen otra parte igualmente importante correspondiente a los demandantes no registrados. En general, la parte registrada corresponde al segmento de desempleados de mayor duración y a aquéllos que perciben prestaciones. Como ya se expuso en la sección 1, el flujo de nuevos demandantes incluye a casi todos los que se han emparejado en las colocaciones comunicadas, pero no incluye a los otros demandantes que han podido optar a dichas colocaciones, salvo los que también se hayan dado de alta en las oficinas públicas de empleo. Otra fuente a tener en cuenta para el total de demandantes de empleo es la EPA, aunque también presenta varios problemas. Así, proporciona datos sobre el *stock* de desempleados, de ocupados que buscan desde su empleo actual y de activos potenciales, pero no recoge directamente datos agregados sobre el flujo de entrada a estas categorías⁴². Por último, hay que tener en cuenta que los datos de la EPA son trimestrales, en lugar de mensuales como los del INEM.

A pesar de los problemas comentados para las otras variables, las mayores dificultades se encuentran en la obtención de datos de los flujos y *stocks* de vacantes para el total de la economía. Así, los datos del INEM se refieren únicamente a las vacantes cuya cobertura se gestiona por las oficinas públicas de empleo, que suponen solamente en torno a una quinta parte del total de colocaciones. Este problema, que también se aprecia en numerosos países, se ha tratado de corregir generalmente empleando métodos que permitan obtener una estimación de las cifras totales de vacantes a partir de las registradas en los servicios públicos de empleo. En el caso de España, la corrección más utilizada ha sido la propuesta por Antolín (1994)⁴³.

(42) La EPA sí ofrece información sobre el stock de desempleados por tiempo de búsqueda de empleo, lo que permite obtener indirectamente información sobre el flujo de entrada al desempleo. Antolín (1997) discute esta posibilidad, así como la de utilizar de forma semejante los datos que ofrece la EPA sobre los inactivos y los parados que han trabajado anteriormente, teniendo en cuenta el tiempo transcurrido desde el último empleo.

(43) En las estimaciones realizadas para el Reino Unido por Coles y Petrongolo (2005) se plantea un ajuste similar, basado en el supuesto de que la fracción que suponen las vacantes anunciadas en los *UK Job Centers* se mantiene constante durante el período de estudio.

En general, estos métodos consisten básicamente en un reescalamiento de los datos, habiéndose observado en diversos casos que los resultados obtenidos con los datos originales y los corregidos son cualitativamente similares⁴⁴. En España, otra fuente a tener en cuenta para los datos de vacantes es la “Encuesta de Coyuntura Laboral”, publicada por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, en la que desde el año 2000 se recogen datos trimestrales sobre el *stock* de vacantes. Evidentemente, se trata aún de una serie corta; asimismo, dicha estadística no recoge información sobre el flujo de nuevas vacantes en cada trimestre. Por último, debemos reseñar que no hemos encontrado para España aproximaciones a los datos de vacantes basados en los anuncios en los periódicos u otros medios de información, al estilo del *help-wanted index* usado en ciertos estudios para Estados Unidos⁴⁵.

Como ya hemos indicado, otra posible extensión de este trabajo consiste en utilizar datos individuales, en vez de datos agregados, para el análisis empírico de la función de emparejamiento, enfoque que ha tenido notable desarrollo recientemente⁴⁶. Este tipo de análisis permite explicar los factores determinantes de la tasa de emparejamiento de los buscadores de empleo y las vacantes: edad, duración de la búsqueda, sistema de prestaciones, condiciones locales del mercado de trabajo –como la tasa de desempleo, el ratio vacantes/desempleo o el tamaño del mercado–, etc. Más específicamente, en el caso de los modelos alternativos de emparejamiento aleatorio y *stock-flow*, permite observar qué demandantes de empleo y qué vacantes se emparejan.

Un análisis empírico de este tipo requiere disponer de una muestra de datos individuales con información sobre los emparejamientos; para el caso de la economía española, resulta factible obtener dicha muestra a partir de los registros administrativos del INEM⁴⁷, pero también se podría recurrir a otras fuentes complementarias, como por ejemplo la información sobre el empleo generada por las agencias privadas de colocación y por los portales de empleo en Internet.

5. CONCLUSIONES

Los problemas que presentan los datos de vacantes en España han frenado el desarrollo de algunas líneas dentro del enfoque de flujos del mercado de trabajo, como pone de manifiesto la escasez de estimaciones de la función de emparejamiento a nivel agregado y la inexistencia de estimaciones desagregadas.

En el análisis de los datos de la “Estadística de Empleo” del INEM hemos detectado diversas características de interés: i) Existe una elevada correlación contem-

(44) Véanse, por ejemplo, Castillo *et al.* (1998) y Coles y Petrongolo (2005).

(45) Véase el trabajo de Abraham (1987).

(46) Véanse, por ejemplo, Petrongolo y Pissarides (2001), Smith y Kuo (2005) y Andrews *et al.* (2006a).

(47) En la actualidad, estamos comenzando a analizar una muestra –aún bastante corta, por seguir la metodología SISPE– de datos individuales de empleo proporcionada por el Servicio Andaluz de Empleo. Nuestra primera impresión es que el proceso de emparejamiento resulta algo más complejo que el correspondiente a los modelos de emparejamiento aleatorio o *stock-flow*, por lo que pensamos que será interesante desarrollar esta línea de investigación, así como intentar obtener también datos individuales de otras fuentes.

poránea entre el flujo mensual de colocaciones gestionadas y los flujos de altas de oferta y de demanda, mientras que la correlación entre las colocaciones gestionadas y los *stocks* de vacantes y de demandas pendientes al comienzo de cada mes resulta bastante menor. Esto indica que una parte de las colocaciones de cada mes se forma con puestos vacantes y demandas de empleo generadas dentro del mismo, los cuales muestran una tasa de emparejamiento superior al resto. ii) En el caso de las vacantes, el porcentaje de puestos vacantes que se empareja en su primer mes debe ser elevado, ya que el número de colocaciones gestionadas dentro de cada mes supera con creces habitualmente el número de vacantes al comienzo del mismo.

Nos hemos visto obligados a realizar una intervención sobre la serie del *stock* de vacantes gestionadas pendientes en Cataluña –con el consiguiente efecto en la serie nacional–, que ha permitido corregir los picos anómalos que registra y el sobredimensionamiento que presenta en los últimos años. La intervención ha afectado también, aunque en menor medida, a las series de altas y de bajas por otras causas de los puestos ofrecidos.

Se aprecia que la estimación de una función de emparejamiento con los datos del INEM presenta un problema importante de agregación temporal. Por ello, hemos expuesto cómo se puede tratar este problema, tanto en el caso de emparejamiento aleatorio, que supone una misma probabilidad de emparejamiento para los *stocks* pendientes y los nuevos flujos, tanto de trabajadores en busca de empleo como de vacantes, como en el enfoque *stock-flow*, que supone un comportamiento diferencial en el emparejamiento entre una parte del flujo de entrada, tanto a los puestos vacantes como a los demandantes de empleo, y el resto.

Hemos realizado distintas estimaciones de la función de emparejamiento en el ámbito de las colocaciones gestionadas por las oficinas públicas de empleo. En cuanto a la eficiencia en el proceso de emparejamiento, lo más destacable es que se observa desde el año 2002 una pérdida a nivel nacional. Por otro lado, se obtiene evidencia sobre la existencia de rendimientos de escala constantes en el emparejamiento, considerando tanto los *stocks* como los flujos de vacantes y demandantes. Las distintas estimaciones realizadas, robustas temporal y geográficamente, nos permiten concluir que la parte del mercado de trabajo donde el INEM intermedia se muestra próxima al caso extremo *stock-flow* con trabajadores “en cola”; es decir, se caracteriza por la existencia de un cuello de botella, consistente en que casi todos los demandantes de empleo se encuentran en el lado largo del mercado, compitiendo por las escasas vacantes nuevas que se registran. Este resultado se debe fundamentalmente al papel que ha venido desempeñando el INEM en las últimas décadas en la gestión del empleo, donde la población objetivo está constituida por los trabajadores más desfavorecidos –principalmente desempleados de larga duración. Así, el INEM ha venido desarrollando su labor de intermediación, casi de forma exclusiva, en sectores de ocupación que se caracterizan por la existencia de un exceso de oferta de trabajo. La persistencia de estos desequilibrios puede deberse al escaso registro, en términos relativos, de nuevas vacantes en las oficinas públicas de empleo y/o a la poca movilidad de los demandantes de empleo hacia sectores de ocupación o espacios geográficos más dinámicos.

En este contexto, el endurecimiento sin más del sistema de prestaciones para forzar a los trabajadores “en cola” en su proceso de búsqueda puede resultar una

medida inefectiva –Coles y Petrongolo (2005). En cambio, se podrían articular medidas intentando mejorar los cauces de información del INEM con empresas y demandantes de empleo, la generación de más vacantes adecuadas por parte de las empresas (política de localización industrial y de fomento empresarial), el fomento del asociacionismo y del autoempleo de los demandantes de empleo, y la potenciación de las políticas activas del mercado de trabajo. En nuestra opinión, esa última vía, entendida en un sentido amplio, podría ser la más prometedora –véase Usabiaga (2007). En este sentido, medidas decididas y bien diseñadas en la dirección de impulsar la formación y el reciclaje profesional, así como de vincular la percepción de prestaciones y subsidios con la inserción laboral en la línea de los *employment vouchers* –véase Orszag y Snower (2000)–, podrían paliar el problema de fondo. Por otro lado, y ante la reducida movilidad geográfica de los trabajadores españoles –véanse Bentolila (1997) y Bentolila y Jimeno (1998)–, también parece necesario facilitar dicha movilidad hacia entornos económicos con mayores posibilidades de empleo (bolsas de alquiler, simplificación administrativa, etc.). Finalmente, nos parece fundamental prestar atención al diseño del sistema educativo para evitar que los jóvenes sigan cayendo en la trampa de la precariedad laboral y el desempleo de larga duración.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abraham, K.G. (1987): “Help Wanted Advertising, Job Vacancies and Unemployment”, *Brookings Papers on Economic Activity*, n.º 1, págs. 207-243.
- Alba-Ramírez, A. (1999): “Explaining the Transitions of Unemployment in Spain: The Effect of Unemployment Insurance”, *Applied Economics*, vol. 31, n.º 2, págs. 183-193.
- Álvarez de Toledo, P., F. Núñez y C. Usabiaga (2003): “La Problemática de la Serie de Vacantes para el Análisis de los Flujos en el Mercado de Trabajo Español”, Universidad Pablo de Olavide, mimeo.
- Álvarez de Toledo, P., F. Núñez y C. Usabiaga (2004): “Los Datos de la Estadística de Empleo del INEM y la Estimación de la Función de Emparejamiento para la Economía Española”, Centro de Estudios Andaluces, Documento de Trabajo n.º E2004/49.
- Andrews, M., S. Bradley, D. Stott y R. Upward (2006a): “Testing Theories of Labour Market Matching”, University of Manchester, School of Economics, Economics Discussion Paper n.º 0630.
- Andrews, M., S. Bradley, D. Stott y R. Upward (2006b): “Why Do Job-Seeker and Vacancy Hazards Slope Downwards? Estimating a Two-Side Search Model of the Labour Market”, University of Manchester, School of Economics, Economics Discussion Paper n.º 0635.
- Antolín, P. (1994): “Unemployment Flows and Vacancies in Spain”, IVIE, Documento de Trabajo (serie EC) n.º 9405.
- Antolín, P. (1997): “Los Flujos de Trabajadores en el Mercado de Trabajo Español”, *Papeles de Economía Española*, n.º 72, págs. 154-167.
- Antolín, P. (1999): “La Curva de Beveridge y las Disparidades Regionales en España”, *Papeles de Economía Española*, n.º 80, págs. 69-78.
- Balakrishnan, R. y C. Michelacci (2001): “Unemployment Dynamics Across OECD Countries”, *European Economic Review*, vol. 45, n.º 1, págs. 135-165.

- Bell, U.L. (1997): "Comparative Analysis of the Aggregate Matching Process in France, Great Britain and Spain", Banco de España (Servicio de Estudios), Documento de Trabajo n.º 9721.
- Bentolila, S. (1997): "Sticky Labor in Spanish Regions", *European Economic Review*, vol. 41, n.º 3-5, págs. 591-598.
- Bentolila, S. y J.F. Jimeno (1998): "Regional Unemployment Persistence (Spain, 1976-1994)", *Labour Economics*, vol. 5, n.º 1, págs. 25-51.
- Blanchard, O.J. y P. Diamond (1992): "The Flow Approach to Labor Markets", *American Economic Review*, vol. 82, n.º 2, págs. 354-359.
- Bover, O. y R. Gómez (2004): "Another Look at Unemployment Duration: Exit to a Permanent vs. a Temporary Job", *Investigaciones Económicas*, vol. 28, n.º 2, págs. 285-314.
- Burda, M. y C. Wyplosz (1994): "Gross Worker and Job Flows in Europe", *European Economic Review*, vol. 38, n.º 6, págs. 1287-1315.
- Burdett, K., M.G. Coles y J.C. Van Ours (1994): "Temporal Aggregation Bias in Stock-Flow Models", CEPR, Discussion Paper n.º 967.
- Burdett, K. y D.T. Mortensen (1998): "Wage Differentials, Employer Size and Unemployment", *International Economic Review*, vol. 39, n.º 2, págs. 257-273.
- Castillo, S., J.F. Jimeno y O. Licandro (1998): "Employment Segmentation, Labour Mobility and Mismatch: Spain, 1987-1993", FEDEA, Documento de Trabajo n.º 9804.
- Coles, M.G. (1994): "Understanding the Matching Function: The Role of Newspapers and Job Agencies", CEPR, Discussion Paper n.º 939.
- Coles, M.G. (1999): "Turnover Externalities with Marketplace Trading", *International Economic Review*, vol. 40, n.º 4, págs. 851-868.
- Coles, M.G., P. Jones y E. Smith (2004): "A Picture of Stock-Flow Unemployment", University of Essex, mimeo.
- Coles, M.G. y A. Muthoo (1998): "Strategic Bargaining and Competitive Bidding in a Dynamic Market Equilibrium", *Review of Economic Studies*, vol. 65, n.º 2, págs. 235-260.
- Coles, M. y B. Petrongolo (2005): "A Test Between Matching Theories", CREA (Barcelona), Working Paper n.º 175.
- Coles, M.G. y E. Smith (1998): "Marketplaces and Matching", *International Economic Review*, vol. 39, n.º 1, págs. 239-254.
- Davis, S.J., R.J. Faberman y J. Haltiwanger (2006): "The Flow Approach to Labor Markets: New Data Sources and Micro-Macro Links", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 20, n.º 3, págs. 3-26.
- Davis, S.J. y J. Haltiwanger (1999): "Gross Job Flows", en Ashenfelter, O. y D. Card (Eds.) (1999): *Handbook of Labor Economics*, vol. 3c, Amsterdam, North-Holland, págs. 2711-2805.
- Davis, S.J., J. Haltiwanger y S. Schuh (1996): *Job Creation and Destruction*, Cambridge (Mass.), The MIT Press.
- Dmitrijeva, J. y M. Hazans (2006): "A Stock-Flow Matching Approach to Evaluation of Public Training Program in a High Unemployment Environment", *Labour*, vol. 21, n.º 3, págs. 503-540.
- Dolado, J.J. y R. Gómez (1997): "La Relación entre Desempleo y Vacantes en España: Perturbaciones Agregadas y de Reasignación", *Investigaciones Económicas*, vol. 21, n.º 3, págs. 441-472.
- Dolado, J.J., M. Jansen y J.F. Jimeno (2002): "A Matching Model of Crowding-Out and On-the-Job Search (with an Application to Spain)", Institute for the Study of Labor (IZA), Discussion Paper n.º 612.

- Fonseca, R. (2003): "On the Interaction between Unemployment and Inter-Regional Mobility", Centre for Studies in Economics and Finance (CSEF), University of Salerno, Working Paper n.º 105.
- Gregg, P. y B. Petrongolo (2005): "Stock-Flow Matching and the Performance of the Labor Market", *European Economic Review*, vol. 49, n.º 8, págs. 1987-2011.
- Kangasharju, A., J. Pehkonen y S. Pekkala (2004): "Temporal and Spatial Aggregation in the Matching Function", Government Institute for Economic Research (Finland), mimeo.
- Mortensen, D.T. (1986): "Job Search and Labor Market Analysis", en Ashenfelter, O.C. y R. Layard (eds.) (1986): *Handbook of Labor Economics*, vol. 2, Amsterdam, North-Holland, págs. 849-919.
- Mortensen, D.T. y C.A. Pissarides (1999): "New Developments in Models of Search in the Labor Market", en Ashenfelter, O.C. y D. Card (eds.) (1999): *Handbook of Labor Economics*, vol. 3c, Amsterdam, North-Holland, págs. 2567-2627.
- Orszag, J.M. y D.J. Snower (2000): "The Effectiveness of Employment Vouchers: A Simple Approach", *German Economic Review*, vol. 1, n.º 4, págs. 385-419.
- Petrongolo, B. y C.A. Pissarides (2001): "Looking Into the Black Box: A Survey of the Matching Function", *Journal of Economic Literature*, vol. 39, n.º 2, págs. 390-431.
- Pissarides, C.A. (2000): *Equilibrium Unemployment Theory*, Cambridge (Mass.), The MIT Press.
- Smith, E. y M. Kuo (2005): "Marketplace Matching in Britain: Evidence from Individual Unemployment Duration Analysis", University of Essex, mimeo.
- Sneessens, H.R., R. Fonseca y B. Maillard (1998): "Structural Adjustment and Unemployment Persistence (with an Application to France and Spain)", EUI (Robert Schuman Center), Working Paper n.º 9847.
- Soininen, H. (2005): "Occupational Job Matching: Is Labor Market Matching Driven by Different Factors in Different Submarkets?", Swedish School of Economics, mimeo.
- Usabiaga, C. (2007): "La Reforma del Mercado de Trabajo: El Caso Español", *Papeles de Economía Española*, n.º 111, págs. 177-197.

Fecha de recepción del original: noviembre, 2004

Versión final: mayo, 2007

ABSTRACT

In this paper, we analyze the matching process taking place in the National Employment Agency (INEM). This institution is a clear example of a market where employment in each period matches the inflow of new job seekers and vacancies with the corresponding stocks at the beginning of the month. These matching dynamics constitute the basis of the so-called stock-flow matching model. To test the stock-flow matching model against the random matching model, we employ several specifications of the matching function over the period 1978:01-2005:04, thereby taking into account the temporal aggregation bias. Prior to estimation, we carried out an intervention analysis on the series employed. The results obtained are robust over time and geographical dimensions and very close to the case of stock-flow matching with job queues. These results call for active labour market policies.

Key words: Spanish labour market, National Employment Agency (INEM), matching function.

JEL Classification: J63, J64.