

# UN ANÁLISIS DE LAS DURACIONES DE LOS PUESTOS VACANTES GESTIONADOS POR EL SERVICIO ANDALUZ DE EMPLEO. EMPAREJAMIENTO “STOCK-FLOW” FRENTE A EMPAREJAMIENTO ALEATORIO\*

## Resumen:

Nuestro trabajo trata de contrastar en qué grado el proceso de emparejamiento de los puestos vacantes gestionados por el SAE se aproxima a un modelo teórico del tipo “stock-flow”, tal como es descrito por Coles (1994, CEPR) y colaboradores. Según este modelo, un puesto nuevo puede ser “bueno” (escaso en su segmento laboral) o “malo” (abundante en su segmento laboral); esta heterogeneidad inobservable a nivel agregado condiciona la probabilidad del puesto de ser cubierto y las características del trabajador que lo ocupa. Para nuestro estudio contamos con una muestra de 3.565 puestos vacantes inscritos en el SAE entre marzo de 2006 y octubre de 2008. El contraste propuesto, novedoso en este campo, requiere la estimación de un modelo de duración para la tasa de salida de las vacantes con salida múltiple. El principal resultado obtenido es la existencia de evidencia en favor del emparejamiento “stock-flow”.

**CÓDIGOS JEL: J63, J64.**

### AUTORES:

PABLO ÁLVAREZ DE TOLEDO  
UNIVERSIDAD DE SEVILLA  
Escuela Superior de Ingenieros  
Departamento de Organización Industrial y Gestión de Empresas  
Avda. de los Descubrimientos s/n, 41092 Sevilla  
Tlfn: 954487217  
Fax: 954487217  
E-mail: pablo@esi.us.es

FERNANDO NÚÑEZ  
UNIVERSIDAD DE SEVILLA  
Escuela Superior de Ingenieros  
Departamento de Organización Industrial y Gestión de Empresas  
Avda. de los Descubrimientos s/n, 41092 Sevilla  
Tlfn: 954487213  
Fax: 954487217  
E-mail: fnunezh@us.es

CARLOS USABIAGA  
UNIVERSIDAD PABLO DE OLAVIDE  
Departamento de Economía, Métodos Cuantitativos e Historia Económica  
Carretera de Utrera, Km. 1, 41013 Sevilla  
Tlfn: 954348553  
Fax: 954349339  
E-mail: cusaiba@upo.es

---

\* Agradecemos la colaboración del Observatorio ARGOS del Servicio Andaluz de Empleo (en especial, de M<sup>a</sup> Dolores Porras y Fernando Martínez). También agradecemos la financiación del Centro de Estudios Andaluces (Proyecto PRY027/08).

## 1. Introducción.

Cuando se analiza el microfundamento que subyace a todo proceso de emparejamiento laboral hay que distinguir entre dos escenarios teóricos extremos: el emparejamiento aleatorio y el emparejamiento “stock-flow”<sup>1</sup>. En el primer modelo, los participantes en el mercado son heterogéneos y la información disponible para buscar pareja incompleta, por lo que cada individuo tiene que ir seleccionando vacantes “al azar” hasta dar con su pareja “ideal”; en un escenario como éste, en cada ronda de emparejamiento, un trabajador tratará de ocupar alguna vacante existente, ya sea del stock de vacantes que existe al comienzo del período o de las nuevas vacantes que vayan apareciendo a lo largo del mismo. Por su parte, en el modelo “stock-flow”, la información disponible es perfecta pero existe al menos un tipo de heterogeneidad que puede ralentizar el emparejamiento: el mercado de trabajo está segmentado en distintos sectores inconexos y diferenciados por las características requeridas al trabajador y a la vacante para poder formar una colocación productiva.

En este trabajo, que profundiza sobre Álvarez de Toledo *et al.* (2008) desde una perspectiva microeconómica<sup>2</sup>, trataremos de contrastar mediante la estimación de un modelo de duración para las vacantes gestionadas por el Servicio Andaluz de Empleo (SAE) en qué grado el proceso de emparejamiento de éstas se aproxima a un modelo teórico del tipo “stock-flow”, tal como es descrito por Coles (1994). Según este modelo, un puesto nuevo puede ser “bueno” o “malo”. Así, una vacante “buena” es la que pertenece a un segmento del mercado de trabajo donde las vacantes no se acumulan –ya que se encuentran en el “lado corto” del mercado–, de modo que cuando ésta se registra se cubre rápidamente con algún trabajador del stock disponible en ese segmento. Por el contrario, una vacante “mala” es la que pertenece a un segmento donde las vacantes, y no los trabajadores, se acumulan en el stock pendiente –ya que las vacantes se encuentran en el “lado largo” del mercado–, por lo que cuando la vacante se crea no existen inicialmente trabajadores

---

<sup>1</sup> Los procesos de emparejamiento en los mercados de trabajo reales se deben encontrar en algún punto entre ambos extremos teóricos.

<sup>2</sup> En Álvarez de Toledo *et al.* (2008) hemos contrastado el emparejamiento “stock-flow” frente al emparejamiento aleatorio para el caso de España, Andalucía y Madrid en el período 1978-2005, pero utilizando datos agregados en vez de datos individuales.

disponibles para ocuparla, con lo que la vacante tendrá que esperar a la llegada de nuevos trabajadores para poder emparejarse. Esta dinámica de flujos y stocks puede dar lugar a dos tipos de emparejamiento: vacantes nuevas (flujo) con trabajadores antiguos (stock) y viceversa. Sin embargo, como nuestros datos no se ajustan al 100% a un modelo “stock-flow” continuo puro, en la práctica también se observan emparejamientos entre vacantes y trabajadores nuevos (flujos) y entre vacantes y trabajadores antiguos (stocks).

En la literatura sobre el emparejamiento resulta habitual la estimación de modelos de duración<sup>3</sup> para los trabajadores en búsqueda de empleo, con el objetivo de analizar la influencia de una gran cantidad de covariables, como el sexo, la edad, la educación, la experiencia laboral, las características familiares, la disposición a la movilidad de los trabajadores, la percepción de prestaciones por desempleo, el entorno macroeconómico, etc<sup>4</sup>. En otros trabajos los modelos de duración consideran distintas salidas posibles: contrato permanente frente a temporal, autoempleo frente a trabajo por cuenta ajena, vuelta al empleo en la misma empresa (“recall”) frente a cambio de empresa, etc<sup>5</sup>. En cambio, son mucho menos frecuentes los modelos de duración para los puestos vacantes, y más aún si se combinan con el enfoque de emparejamiento “stock-flow”<sup>6</sup>.

En general, los modelos de duración obtienen tasas de salida decrecientes a partir de duraciones relativamente reducidas, tanto para los trabajadores en busca de empleo como para los puestos vacantes, lo que es coherente con el modelo de emparejamiento “stock-flow” (las duraciones menores corresponderían a trabajadores y puestos que se encuentran en el “lado corto” del mercado y viceversa). Sin embargo, puede haber otras explicaciones para estas tasas de salida

---

<sup>3</sup> Sobre la metodología de los modelos de duración puede acudir, entre otros, a Kiefer (1988), Lancaster (1990) y Jenkins (2005).

<sup>4</sup> Para el caso de España, cabe mencionar los trabajos de Andrés *et al.* (1989), Ahn y Ugidos (1995), García-Pérez (1997, 2006), Alba-Ramírez (1998, 1999), Ahn *et al.* (1999), Lassibille *et al.* (2001), Bover *et al.* (2002), Gonzalo (2002), Jenkins y García-Serrano (2004), Fernández (2006), Güell y Hu (2006) y Arranz y Muro (2007). Para otros países véanse, por ejemplo, Nickell (1979) y Narendranathan y Stewart (1993) para el Reino Unido; Katz y Meyer (1990) y Meyer (1990) para Estados Unidos; Ham y Rea (1987) para Canadá y Salas-Velasco (2007) para distintos países europeos.

<sup>5</sup> Para el caso de España, véanse, por ejemplo, Alba-Ramírez (1994) (en contraste con Estados Unidos), Carrasco (1999), Bover y Gómez (2004), Cueto y Mato (2006), Alba-Ramírez *et al.* (2007), Güell y Petrongolo (2007), Albert *et al.* (2008) y Cebrián y Toharia (2008).

<sup>6</sup> En esta línea, únicamente hemos encontrado los trabajos de Andrews *et al.* (2008a, 2008b) y de Coles y Smith (1998). Los primeros emplean datos individuales de vacantes y de trabajadores procedentes de un servicio de empleo para jóvenes en Lancashire (Inglaterra), y los segundos también analizan las duraciones de los puestos vacantes y de los trabajadores en el Reino Unido bajo el enfoque “stock-flow”, aunque utilizando datos agregados semanalmente.

decrecientes<sup>7</sup>. Un contraste más riguroso del modelo “stock-flow” requiere analizar en qué medida las tasas de salida de las vacantes (o de los trabajadores) son diferentes según que los emparejamientos se produzcan con trabajadores (o vacantes) nuevos o antiguos.

Para nuestro análisis empírico contamos con una muestra de 3565 puestos vacantes, inscritos en el SAE entre marzo de 2006 y octubre de 2008. Dicha muestra contiene una valiosa información sobre las características de los puestos (grupo de ocupación, sector de actividad, provincia, naturaleza pública o privada, tipo de contrato, etc.) y sobre los trabajadores que se emparejan con aquellos puestos que se cubren. La información sobre las vacantes nos permitirá, por un lado, controlar la heterogeneidad observable en nuestras estimaciones y, por otro, analizar con detalle cómo dichas características observables influyen en la tasa de salida hacia el empleo de la vacante.

Nuestras estimaciones persiguen, por tanto, un doble objetivo: conocer el perfil de los puestos con mayores y menores tasas de emparejamiento y contrastar si el proceso de emparejamiento de las vacantes del SAE muestra cierta dinámica “stock-flow”. En este último punto, tomaremos como referencia principal a nivel metodológico el trabajo de Andrews *et al.* (2008b) para el Reino Unido, aunque introducimos algunas variantes respecto a la metodología propuesta por esos autores. Así, por un lado, se propone un método alternativo para distinguir entre vacantes y trabajadores nuevos y antiguos, consistente en buscar un cambio de régimen en sus tasas de salida (no paramétricas). Por otro lado, realizamos un contraste “stock-flow” diferente, que considera dos tasas de salidas para los puestos, hacia trabajadores antiguos y hacia trabajadores nuevos, y que no requiere disponer de información agregada temporalmente sobre la evolución de todas las demandas (stocks y flujos) que han estado “en riesgo” de emparejamiento con nuestras vacantes. El resultado principal de nuestro trabajo, que reafirma los resultados de Álvarez de Toledo *et al.* (2008), apunta hacia la existencia de cierta evidencia en favor del emparejamiento tipo “stock-flow” en los puestos vacantes gestionados por el SAE, especialmente una vez que se controla por heterogeneidad. Este hecho puede tener sus

---

<sup>7</sup> Un ejemplo es el efecto “estigma”, en el modelo de Blanchard y Diamond (1994).

implicaciones sobre el diseño de las políticas de empleo y, más en concreto, sobre el sistema de protección por desempleo.

El resto del trabajo se estructura como sigue: en la sección 2 analizamos las características del modelo de emparejamiento “stock-flow” y planteamos un escenario “stock-flow” en que nos alejamos algo del modelo original en versión infinitesimal. En la sección 3 se analizan las duraciones de los puestos vacantes analizados y, en su caso, las de los trabajadores demandantes de empleo que los ocupan. En el primer apartado de la sección 4 proponemos un método para determinar la duración máxima que una vacante “buena” y una demanda “buena” permanecen “en riesgo” de emparejamiento. Por su parte, en el apartado segundo de dicha sección, llevamos a cabo la estimación de algunos modelos de duración para la tasa de salida de las vacantes que nos van a aportar información sobre dos aspectos del emparejamiento: la influencia de las características observables de los puestos en su tasa de salida, y la proximidad de nuestros datos a una dinámica de emparejamiento del tipo “stock-flow”; además, trataremos de calibrar si un trabajador al que llamamos “malo” lo es realmente de acuerdo con nuestros datos. Por último, en la sección 5, se exponen las principales conclusiones de nuestro trabajo.

## **2. Metodología: El modelo de emparejamiento “stock-flow”.**

Coles (1994) y Coles y Smith (1998) analizan las implicaciones del proceso de búsqueda de empleo cuando el mercado de trabajo está segmentado y los participantes en él acuden a un lugar establecido o “marketplace”, como por ejemplo un servicio público de empleo, donde se dispone de información completa sobre todos los candidatos; en este contexto, las empresas conocen a los trabajadores (buscadores de empleo) disponibles en su segmento (y viceversa), de manera que al final de cada ronda de emparejamiento ninguna empresa que pueda cubrir una vacante va a permanecer sin hacerlo. Una implicación importante del proceso descrito es que una empresa o un trabajador que no ha conseguido formar una colocación tras una ronda de emparejamiento no intentará contactar de nuevo con una pareja ya existente en dicha ronda<sup>8</sup>.

---

<sup>8</sup> Este hecho trata de capturar una característica plausible de los mercados de trabajo: por ejemplo, desde el lado del trabajador, éste consulta anuncios de empleo antes de decidir cuáles va solicitar; una vez que un anuncio consultado es

Esta dinámica se puede plantear en términos de los stocks y de los flujos de entrada del desempleo y de las vacantes. Así, el stock de vacantes al comienzo de un período no se emparejará con el stock de trabajadores 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 vacantes y de trabajadores al comienzo de un período intentarán emparejarse respectivamente con los flujos de nuevos trabajadores y nuevas vacantes correspondientes a ese período; siendo estos flujos, por tanto, los que guían el emparejamiento. A este proceso se le conoce con el nombre de emparejamiento “stock-flow”.

Desde la aparición del enfoque “stock-flow”, la literatura en este campo se ha centrado básicamente en dos aspectos: la contrastación empírica del modelo y el problema de agregación temporal que surge en la estimación de la función de emparejamiento o de las tasas de salida de los individuos (vacantes o trabajadores).

Respecto a la contrastación empírica del modelo, Coles y Smith (1998) y Coles y Petrongolo (2008) para el Reino Unido, Gregg y Petrongolo (2005) para Gran Bretaña y Álvarez de Toledo *et al.* (2008)<sup>9</sup> para España encuentran evidencia a favor de un escenario “stock-flow”. Por su parte, Andrews *et al.* (2008b) analizan datos individuales, aunque agregados semanalmente, procedentes de una bolsa de empleo para jóvenes en Lancashire, encontrando cierta evidencia en favor del modelo “stock-flow”. Todos estos trabajos tienen en cuenta que la estimación de funciones de emparejamiento o de tasas de salida hacia el empleo presenta un problema de agregación temporal de los datos cuando el tiempo de medición de las colocaciones es discreto. Así, el flujo de colocaciones en cada período puede generarse con desempleados y vacantes de los respectivos stocks al comienzo del período o con los nuevos desempleados y las nuevas vacantes que aparecen

---

descartado resulta poco probable que sea solicitado en una ronda posterior, prefiriendo el trabajador solicitar nuevos anuncios. Lo mismo sucederá con aquellos anuncios que se han solicitado pero que no han concluido con la contratación del trabajador.

<sup>9</sup> El principal resultado de este trabajo es la existencia de un escenario “stock-flow”, cercano al caso extremo de trabajadores “en cola”, en la parte del mercado de trabajo donde intermedia el Servicio Público de Empleo Estatal (INEM).

a lo largo del mismo. Burdett *et al.* (1994) muestran que los parámetros estimados de la función de emparejamiento convencional –aquella que emplea como regresores sólo los stocks iniciales de desempleados y de vacantes– pueden resultar sesgados a la baja; sesgo que resultará proporcional a la extensión del período de referencia.

La principal implicación del modelo “stock-flow” sobre la función de emparejamiento agregada temporalmente consiste en asumir la existencia de heterogeneidad inobservable en los flujos, en el sentido de que en cada uno (en el de trabajadores y en el de puestos) existen individuos “buenos” y “malos”<sup>10</sup>. Los individuos “buenos” pertenecen a un segmento del mercado donde ellos escasean –están en el “lado corto” del mercado–, y los “malos” presentan la característica de ser relativamente abundantes en su segmento –encontrándose en el “lado largo” del mercado–. En la versión infinitesimal del modelo, los individuos nuevos “buenos” desaparecen de forma instantánea, al emparejarse con algún individuo del stock existente de candidatos, por lo que no llegan a ser antiguos –es decir, a formar parte del stock de individuos “malos”–. En una visión más realista del emparejamiento –situada en algún punto entre el emparejamiento aleatorio y el “stock-flow”–, y tomando como ejemplo el caso de las vacantes, debemos considerar que incluso un puesto vacante “bueno” requiere de un cierto período finito de búsqueda para poder formar una colocación, ya que la información disponible sobre posibles parejas no es del todo perfecta.

Consideremos por tanto que existe un período corto estándar en el que los puestos “buenos” consiguen emparejarse. Esto significaría que todo puesto “bueno” o de “lado corto” encontrará pareja dentro de dicho período, siendo además probable que dicha pareja sea un trabajador “malo” antiguo, los cuales son bastante más abundantes que los candidatos “malos” recién llegados. Por su parte, las vacantes “malas” mostrarán duraciones con una mayor varianza –ya que podrán ser cortas o largas<sup>11</sup> y saldrán más hacia trabajadores nuevos cuanto más antigüedad acumulen. Esto no significa que el número de salidas de las vacantes antiguas hacia trabajadores nuevos tenga que

---

<sup>10</sup> Un tratamiento más pormenorizado sobre la función de emparejamiento “stock-flow” en tiempo discreto puede verse en Núñez y Usabiaga (2007).

<sup>11</sup> En nuestro modelo finito, una vacante “mala” podría tener la fortuna de emparejarse pronto con algún trabajador “bueno”, en cuyo caso mostraría una duración corta. Por otro lado, obsérvese que sólo los individuos “malos” pueden llegar a convertirse en “antiguos”.

superar al número de emparejamientos con trabajadores antiguos, ya que el stock de candidatos antiguos puede ser muy superior al flujo de nuevos candidatos en cada ronda de emparejamiento<sup>12</sup>. Lo que sí cabe esperar es que las salidas hacia trabajadores nuevos ganen algo de terreno a las salidas hacia trabajadores antiguos o “malos” a medida que la vacante se vuelve más antigua.

Uno de los objetivos de este trabajo es tratar de estimar empíricamente la duración típica de una demanda de empleo y de una vacante del SAE cuando son “buenas”.

### **3. Las duraciones observadas de los puestos vacantes y de los trabajadores.**

A continuación, vamos a analizar la duración del período que los puestos vacantes permanecen “en riesgo” de emparejamiento: período que transcurre desde que el puesto se registra en el SAE hasta que sucede alguna de estas tres circunstancias: el puesto se cubre, se cierra la oferta a la que pertenece<sup>13</sup> o termina el período de observación sin que suceda nada de lo anterior. Asimismo, también analizaremos las duraciones completas de búsqueda de los trabajadores que se emparejan con aquellos puestos de la muestra que llegan a cubrirse.

Por el lado de los puestos, la duración media obtenida de nuestra muestra es de 208 días, la mediana de la distribución de duraciones se encuentra en los 89 días y la duración que más se repite (la moda) es de 10 días. La duración mínima observada para un puesto es menor a un día y la máxima es de 966 días (más de 2 años y medio). Asimismo, los puestos se pueden subdividir en tres grupos: aquéllos que se han conseguido cubrir por colocación (episodios cerrados exitosos), los que han causado baja por otros motivos (episodios cerrados no exitosos), y los que siguen abiertos en la fecha de extracción de la muestra, en nuestro caso el 31 de octubre de 2008 (episodios abiertos).

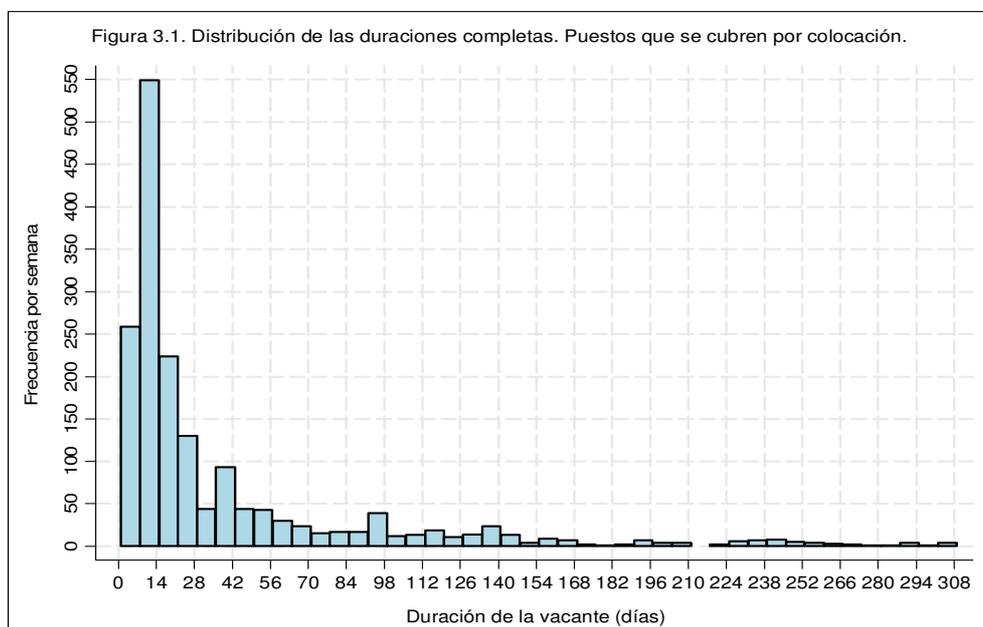
Para los puestos cubiertos (1722 puestos) la duración media y la mediana descienden a los 39 y 16 días respectivamente, mientras que las duraciones que más se repiten son 10 y 14 días. La duración mínima observada para estos puestos es menor a un día y la máxima es de 305 días.

---

<sup>12</sup> Por ejemplo, en el año 2007 el flujo mensual medio de nuevas demandas en el SAE fue de 157.066 trabajadores, mientras que el stock medio de demandas pendientes en dicho año fue de 878.715 trabajadores.

<sup>13</sup> En el SAE hay que distinguir entre oferta de trabajo y puesto vacante. Una oferta puede contener uno o más puestos vacantes, todos del mismo perfil -en términos de grupo de ocupación, sector de actividad, modalidad de contrato, etc.

El histograma de la Figura 3.1 muestra que la mayor parte de los puestos que se cubren lo hacen durante el primer mes de vida y, más concretamente, en el transcurso de la segunda semana de duración.



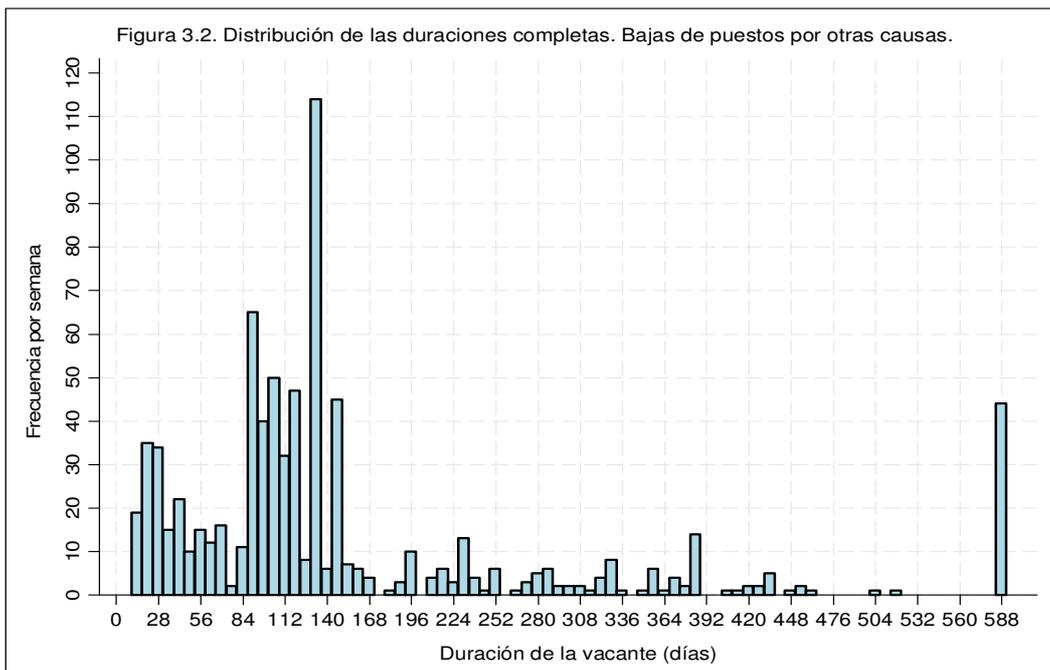
Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra.

Para los puestos cerrados por causas distintas a la colocación la duración media, la mediana y la moda toman los valores 155,6, 117 y 131 días respectivamente. La duración mínima observada es inferior a 1 día y la máxima es de 585 días. Por tanto, los puestos que acaban sin emparejar muestran mayores duraciones, en promedio, que los que se emparejan; si bien, como muestra el histograma de la Figura 3.2, no suelen superar los 6 meses “en riesgo” de emparejamiento, posiblemente porque el gestor de la oficina del SAE puede decidir cerrar una oferta si han transcurrido 6 meses desde su fecha de registro<sup>14</sup>.

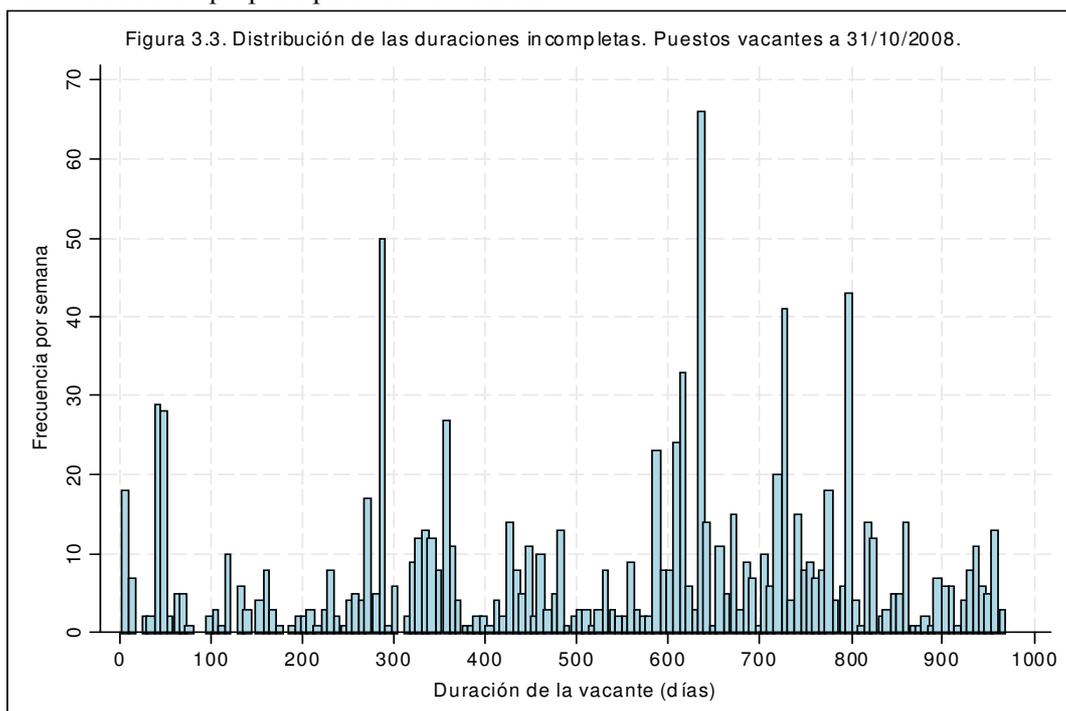
Si analizamos los puestos que aún permanecen abiertos en la fecha de extracción, se observan unos valores para la media, la mediana y la moda de 524, 605 y 633 días respectivamente. La duración máxima observada en estos puestos es de 966 días, mientras que la mínima es inferior a un día. Como se puede observar en la Figura 3.3, el histograma de puestos pendientes de cubrir en la fecha de extracción está algo sesgado hacia aquellas vacantes que llevan más de un año y medio sin

<sup>14</sup> El repunte que se observa en las vacantes cerradas sin cubrir para la duración máxima (585 días) se debe a una única oferta con 101 puestos ofertados, de los que, hasta el día de su cierre, sólo se pudieron cubrir 57 puestos.

cubrirse. Pensamos que estas duraciones relativamente elevadas son poco plausibles, pudiendo ser atribuidas a desajustes a la hora de casar informáticamente una oferta de empleo con una demanda cuando se produce una colocación. Así, por ejemplo, si una colocación se registra o mecaniza sin especificarse correctamente el código de la oferta a la que pertenece el puesto, dicho puesto no se daría de baja, con lo que quedaría abierto hasta el cierre de la oferta a pesar de haber sido cubierto en la práctica.



Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra.

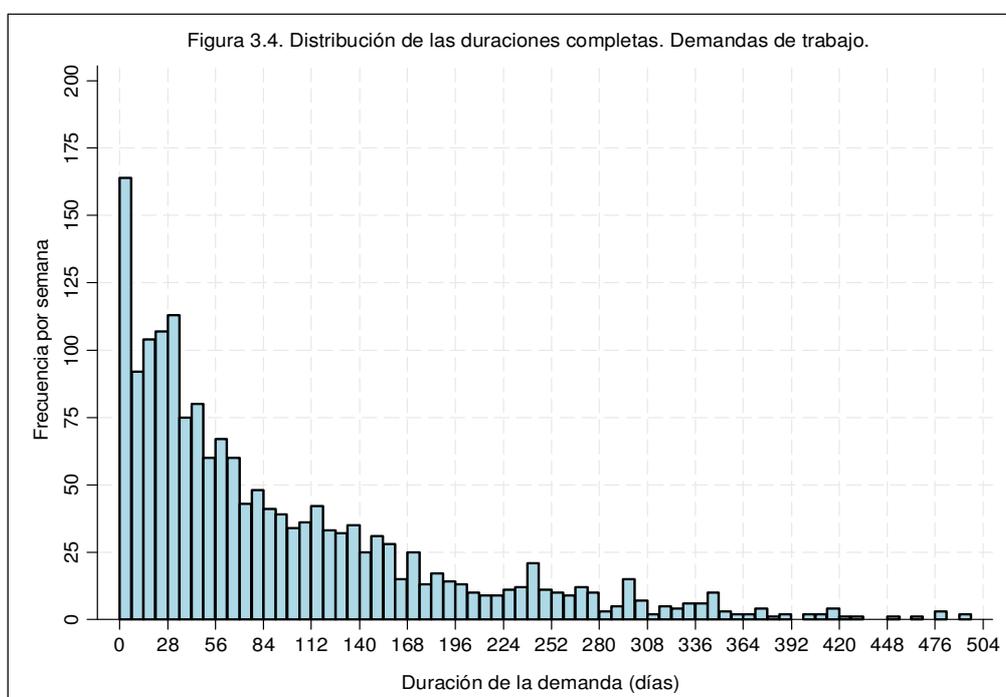


Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra.

A continuación, vamos a analizar las duraciones de las demandas de empleo que se han emparejado con aquellas vacantes de la muestra que se han conseguido cubrir; analizamos, por tanto, episodios de demanda completos y exitosos.

La duración media de una demanda es de 100 días, y la mediana y la moda son respectivamente de 62 días y 1 día. Por otro lado, la duración mínima observada en la muestra es inferior al día, y la mayor es de 1337 días (más de 3 años y medio).

El histograma de la Figura 3.4 muestra una caída brusca de la frecuencia tras la primera semana de duración de la demanda, y a partir de ahí una evolución más suave y de tendencia decreciente<sup>15</sup>.



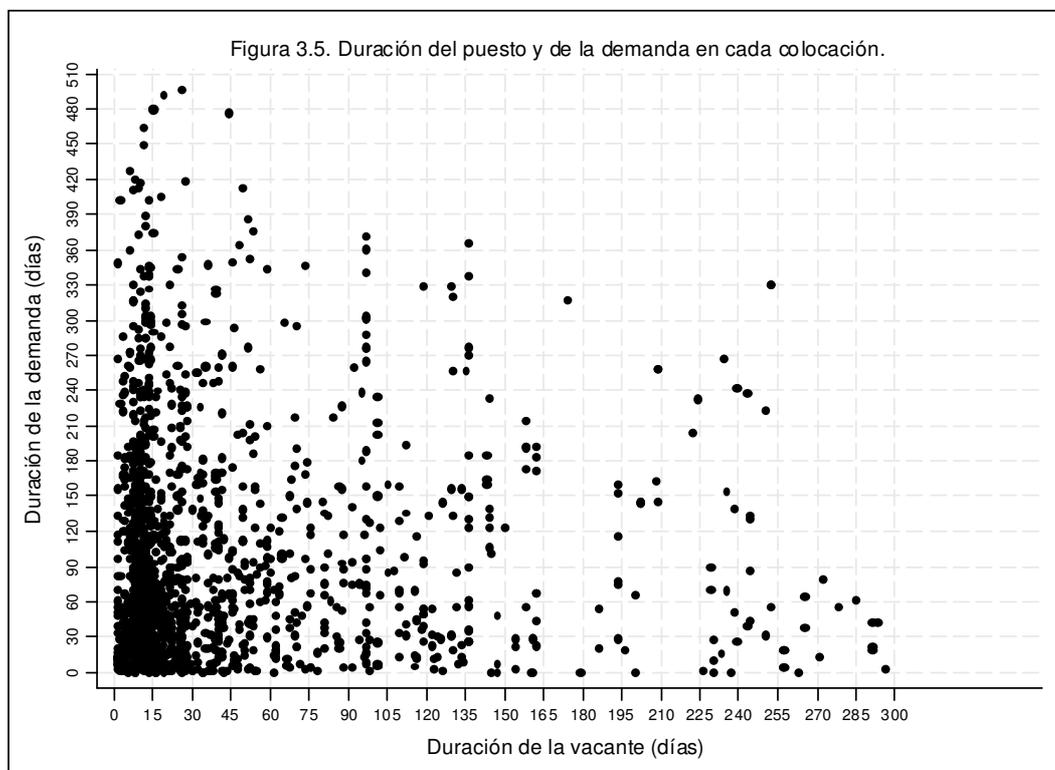
Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra.

Para concluir esta sección, representamos en la Figura 3.5 las duraciones correspondientes a cada vacante y a cada trabajador que han formado una colocación<sup>16</sup>. En dicha figura se aprecia cierta predominancia de los emparejamientos de las demandas de empleo con vacantes que muestran una duración relativamente corta (por ejemplo, inferior a 15 días); siendo las duraciones de las demandas más variables. Este hecho podría constituir un indicio de la existencia de tipología

<sup>15</sup> Para una inspección más clara de la figura, representamos en abscisas duraciones de hasta 500 días. Para duraciones superiores a los 500 días las frecuencias son muy reducidas.

<sup>16</sup> Omitimos las escasas duraciones extremas para permitir una inspección más clara de la figura.

de emparejamiento “stock-flow” en nuestros datos, ya que se observan, con cierta frecuencia, emparejamientos entre vacantes nuevas (flujo) y demandas de mayor duración (stock)<sup>17</sup>. En la sección siguiente profundizaremos sobre este aspecto.



Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra.

#### 4. Estimaciones de las tasas de salida de los puestos vacantes: contrastes “stock-flow”.

Nuestra muestra está compuesta por un total de 1.722 colocaciones, que representan el 48,3% de los puestos y una tasa de salida diaria para el puesto del 0,23%. Para obtener esta tasa hemos dividido el total de emparejamientos que se han producido en el período muestral (1.722) entre el total de días “en riesgo” de emparejamiento que han acumulado todos los episodios de las vacantes de la muestra (tanto si acaban en emparejamiento como si no), y que ascienden a 742.377 días; en otras palabras, han hecho falta 742.377 días (no solapados) para poder cubrir 1.722 puestos vacantes de un total de 3.565 registrados.

<sup>17</sup> Sin embargo, el hecho de que también se observen emparejamientos entre vacantes de corta duración y demandas de corta duración indicaría que nuestros datos no se ajustan totalmente a la versión infinitesimal del modelo “stock-flow”.

#### 4.1. Las duraciones de las vacantes y de las demandas de empleo “buenas” y “malas”.

El modelo “stock-flow” predice que las vacantes se emparejan cada vez menos, en términos relativos, con demandas antiguas o “malas” a medida que envejecen, ya que dicho envejecimiento es señal de que la vacante también es “mala” –esto es, también se encuentra en el “lado largo” del mercado–. Según esto, podríamos definir una demanda antigua como aquella que sobrevive hasta un determinado momento temporal y comprobar con nuestra muestra de vacantes si se cumple la hipótesis anterior. Desde luego, dicha hipótesis se cumplirá si existe una dinámica “stock-flow” en nuestros datos de vacantes y si la demanda que catalogamos como antigua lo es realmente (en términos del modelo); es decir, si se trata de una demanda “mala” –que se encuentra en el “lado largo” del mercado–.

En este apartado, supondremos que una demanda se vuelve antigua cuando su tasa de salida o “hazard” (dependiente de la duración) experimente algún cambio de régimen que pueda tener sentido desde la óptica del modelo “stock-flow”<sup>18</sup>. Si bajo esa definición de demanda antigua se confirma empíricamente nuestra hipótesis, habremos extraído dos conclusiones: los puestos vacantes muestran cierta dinámica “stock-flow” y las demandas cuya duración supere nuestro punto de “break” podrán ser consideradas antiguas o “malas”.

Siguiendo a Andrews *et al.* (2008b) denominaremos  $k^e$  y  $k^w$  al tiempo que tiene que transcurrir para que una vacante nueva o una demanda nueva, respectivamente, pasen a ser consideradas antiguas. Inicialmente, estos autores eligen dichos umbrales de duración de forma *ad hoc*, ya que toman como valores de partida de  $k^e$  y  $k^w$  aquéllos que permiten maximizar el número de emparejamientos entre individuos nuevos y antiguos (sujeto a que  $k^e = k^w$ ), y posteriormente ajustan dichos valores, permitiendo que difieran<sup>19</sup>, mediante la estimación de un modelo de duración. A diferencia de ellos, nosotros proponemos el siguiente método para determinar los valores de  $k^e$  y  $k^w$ : en primer lugar, calcularemos las tasas de salida de Kaplan-Meier tanto de los puestos vacantes

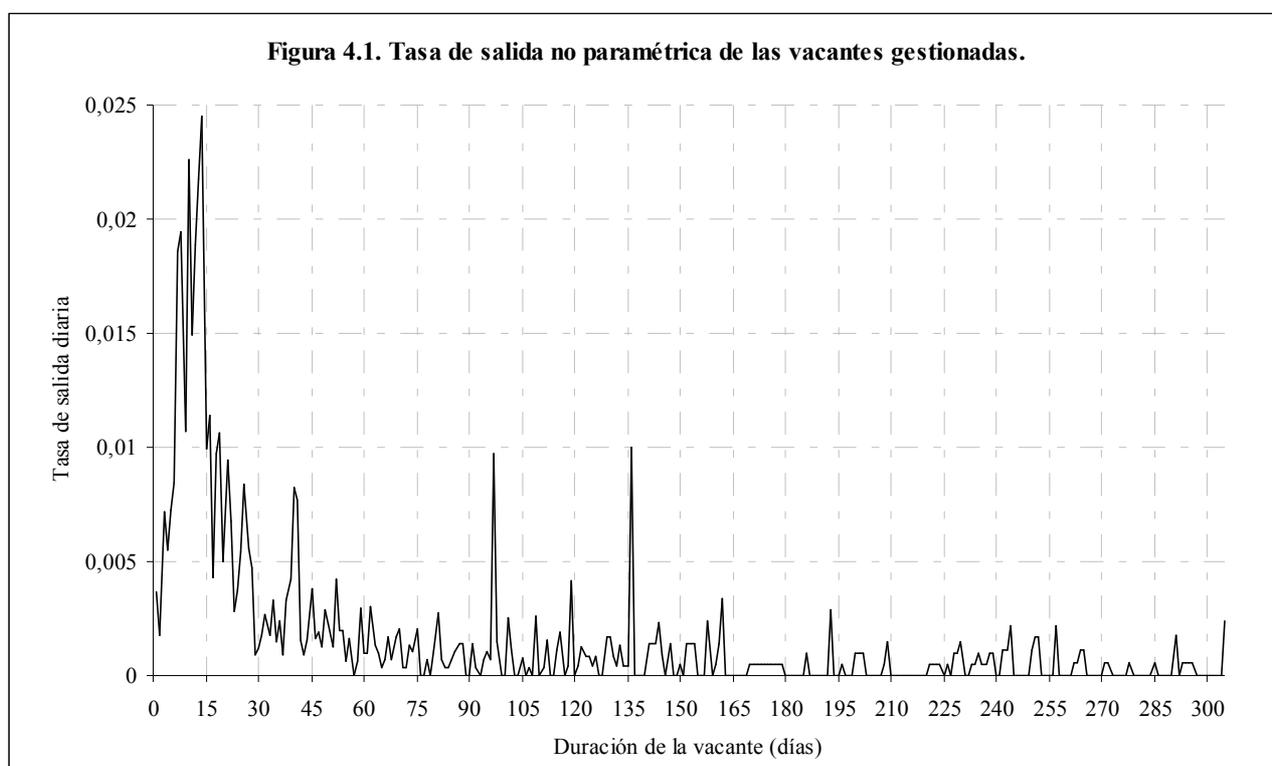
---

<sup>18</sup> Por supuesto, algo similar se cumple para los puestos vacantes.

<sup>19</sup> Como apuntan estos autores,  $k^e$  y  $k^w$  no tienen por qué coincidir, sino que más bien  $k^e < k^w$ .

como de las demandas de empleo<sup>20</sup>; y, en segundo lugar, dado que los “hazards” son funciones de la duración, trataremos de identificar mediante un contraste de Chow algún cambio de régimen en ellos que pueda apuntar hacia un cambio de situación en la unidad estudiada entre nuevo y antiguo<sup>21</sup>.

La Figura 4.1 muestra el “hazard” no paramétrico para los puestos vacantes, teniendo en cuenta que a partir de los 305 días no se producen más emparejamientos. En dicha figura se observa una tendencia creciente de la tasa de salida durante las dos primeras semanas de duración del puesto y una caída posterior tendente a cero. En otras palabras, cuando un puesto sobrevive sin cubrirse más de dos semanas su probabilidad de emparejamiento comienza a disminuir.



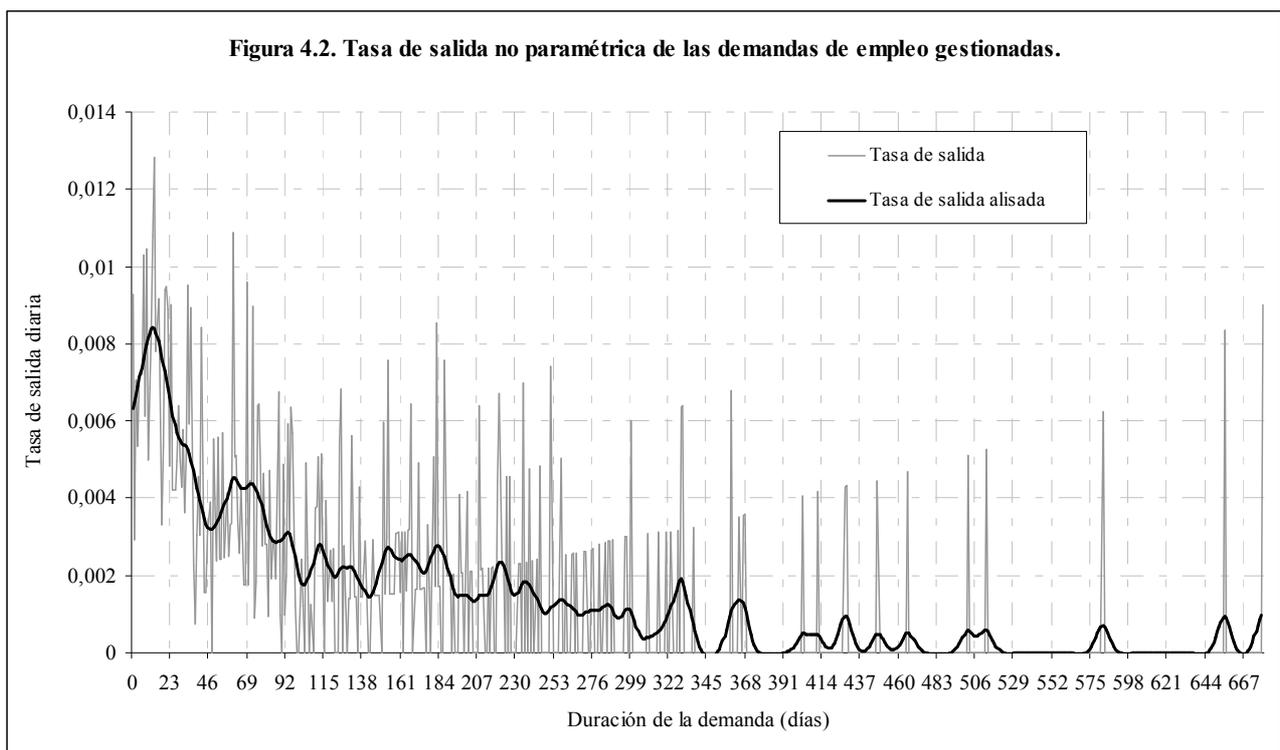
Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra.

<sup>20</sup> Para obtener la tasa de salida no paramétrica de las demandas hemos utilizado una muestra distinta a la analizada en este trabajo. Se trata de una muestra de demandas de empleo registradas en el SAE para el mismo período muestral que el de nuestra muestra de vacantes (1 de marzo de 2006 – 30 de octubre de 2008).

<sup>21</sup> Nuestros datos representan un escenario de emparejamiento real que se encuentra en algún punto entre dos extremos teóricos puros (emparejamiento aleatorio vs “stock-flow”). Por tanto, los umbrales de duración “stock-flow” empíricamente calculados ( $k^e$  y  $k^w$ ) serán tanto más válidos cuanto más se acerque nuestra muestra al extremo “stock-flow”. Por otro lado, para realizar los contrastes de Chow supondremos nulo el “hazard” en aquellas duraciones en las que no se produce ninguna colocación.

El contraste de ruptura de Chow apunta a un cambio de régimen en el “hazard” a partir del día 14 de duración. En términos del modelo “stock-flow”, esto querría decir que un puesto vacante nuevo que se encuentre en el “lado corto” del mercado<sup>22</sup> (una vacante “buena”) debería cubrirse en sus dos primeras semanas de duración. La empresa que ofrece el puesto o la oficina del SAE que lo gestiona no tienen problemas para encontrar en el stock existente de demandantes al trabajador ideal para dicho puesto. Por otra parte, si la nueva vacante pertenece al “lado largo” en su segmento del mercado (vacante “mala”), entonces es de esperar que acabe volviéndose una vacante antigua; esto es, que acabe permaneciendo sin cubrir 15 días o más. En este caso, el puesto no podrá cubrirse a corto plazo contando con el stock de trabajadores disponibles y habrá que esperar a la entrada de nuevos candidatos para conseguir cubrirlo.

La Figura 4.2 representa el “hazard” no paramétrico en bruto y alisado<sup>23</sup> para las demandas de empleo, siendo la duración del trabajador que más tarda en colocarse de 679 días.



Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra.

<sup>22</sup> En concreto, el puesto se encuentra en el “lado corto” de su segmento o sector en el mercado de trabajo. Dicho segmento viene definido por las características del puesto, en términos de sector de actividad, grupo de ocupación, etc.

<sup>23</sup> Dada la elevada variabilidad que muestra el “hazard” de las demandas de empleo, hemos optado por realizar el contraste de cambio estructural sobre la serie alisada con el método de Hodrick-Prescott (1997), empleando un parámetro de alisamiento de 100.

Análogamente al caso de las vacantes, aunque en menor escala, el “hazard” tiende a crecer durante las dos primeras semanas de duración y a partir de ahí muestra una caída que resulta menos brusca que en el caso anterior, lo cual hace más difícil identificar el punto de ruptura “stock-flow”. En cualquier caso, el estadístico F del contraste de Chow alcanza un valor máximo para una duración de 22 días, por lo que, análogamente al razonamiento para el caso de las vacantes, supondremos que un trabajador cuya demanda de empleo dure 23 días o más puede ser considerado un demandante antiguo; es decir, suponemos que dicho demandante pertenece a un segmento del mercado donde los trabajadores se encuentran en el “lado largo”, tratando de emparejarse con las vacantes que vayan apareciendo. Por otro lado, obsérvese que tanto en el “hazard” de las vacantes como en el de los trabajadores el punto de ruptura o duración que da lugar al cambio de situación de nuevo a antiguo no tiene por qué coincidir con el máximo valor de la función. Esto implica que el “hazard” de una vacante o de una demanda de “lado corto” puede experimentar una caída en su tasa de salida a pesar de su corta duración; hecho que puede deberse a cómo se gestionan las ofertas y las demandas en las oficinas de empleo. Por ejemplo, en el caso de una vacante “buena”, pueden pasar unos días hasta que la oficina comience a gestionarla, lo cual explica que la tasa de salida aumente en los primeros días de la duración; y una vez que esta vacante ha sido cubierta, pueden pasar uno o más días hasta que se registre informáticamente la colocación<sup>24</sup>, lo que explicaría la caída en dicha tasa.

#### **4.2. Estimaciones de un modelo de duración para los puestos vacantes: contrastes “stock-flow”.**

La Tabla 4.1 permite calcular las tasas de salida medias en cada uno de los segmentos de duración identificados en la sección anterior –véase Andrews *et al.* (2008b)–.

---

<sup>24</sup> Hasta que no se lleve a cabo dicho registro no se producirá la baja del puesto.

<b>Tabla 4.1. Clasificación de los emparejamientos según antigüedad. <math>k^e=14</math>, <math>k^w=22</math>.</b>			
	Vacantes nuevas	Vacantes antiguas	total
Total de días sin emparejamiento. Vacantes sin cubrir	203	674414	674617
Total de días sin emparejamiento. Vacantes cubiertas	6555	59483	66038
Emparejamientos con un demandante nuevo	178	217	395
Emparejamientos con un demandante antiguo	630	697	1327
Total de días en riesgo de emparejamiento	7566	734811	742377

Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra.

Las 1722 colocaciones son desagregadas en la Tabla 4.1 atendiendo a la antigüedad de la vacante y del demandante, dados  $k^e=14$  y  $k^w=22$ . De esta forma, obtenemos 4 tipos de emparejamientos posibles:

- $m_{11}$ : demanda nueva con vacante nueva, que representan el 10.3% de los emparejamientos.
- $m_{12}$ : demanda nueva con vacante antigua (12,6%).
- $m_{21}$ : demanda antigua con vacante nueva (36,6%).
- $m_{22}$ : demanda antigua con vacante antigua (40.5%).

Las tasas de salida (en bruto) de los puestos vacantes en cada categoría se pueden obtener dividiendo en cada una el total de emparejamientos por el total de días “en riesgo” (para las vacantes):

- $h_{11}^e = 178 / 7566 = 0.023$
- $h_{12}^e = 217 / 734811 = 0.0003$
- $h_{21}^e = 630 / 7566 = 0.083$
- $h_{22}^e = 697 / 734811 = 0.0009$

La notable caída que se produce en la tasa de salida de las vacantes observada en la Figura 4.1 se puede descomponer en dos hechos:

1º) El “hazard” o “riesgo” de una vacante de emparejarse con una demanda nueva cae de 0,023 a 0,0003 cuando la vacante se vuelve antigua.

2º) El “hazard” de una vacante de emparejarse con una demanda antigua cae de 0,083 a 0,0009 cuando la vacante se vuelve antigua.

El hecho de que ambas tasas de salida, tanto hacia demandas nuevas como hacia demandas antiguas, caigan con la duración de la vacante pudiera resultar extraño desde el punto de vista del modelo “stock-flow”, el cual sólo predeciría la caída del “hazard” cuando las transiciones son hacia demandas antiguas. Pero lo cierto es que pueden existir otros factores, aparte del marco “stock-flow”, que expliquen la caída de ambas tasas, como por ejemplo la permanencia en el stock de vacantes gestionadas, período tras período, de puestos ficticios de naturaleza administrativa<sup>25</sup>. Por tanto, pensamos que la existencia de cierta evidencia en nuestros datos en favor del modelo “stock-flow” no se puede apoyar totalmente, como apuntan Andrews *et al.* (2008b), en el segundo hecho observado (que  $h_{21}^e$  sea mayor que  $h_{22}^e$ ). Además, tampoco es un indicio claro de hipótesis “stock-flow” el hecho de que cuando las vacantes son nuevas el “hazard” hacia demandas antiguas ( $h_{21}^e$ ) sea superior que el “hazard” hacia demandas nuevas ( $h_{11}^e$ ), ya que, para cada duración del puesto, el volumen de demandas antiguas “en riesgo” de emparejarse es bastante mayor que el de demandas nuevas.

Ante toda esta problemática, la hipótesis de contraste que formulamos en este trabajo es la siguiente: si existe algún grado de emparejamiento “stock-flow” en nuestros datos, el cociente de “tasa de salida de los puestos hacia demandas antiguas / tasa de salida de los puestos hacia demandas nuevas” debería caer con la duración del puesto. Si esto sucede, podemos afirmar que el emparejamiento hacia demandas antiguas va perdiendo peso con la duración del puesto en favor del emparejamiento hacia demandas nuevas, como predeciría el modelo “stock-flow”. Por su parte, bajo un escenario de emparejamiento aleatorio, en cada período, no hay trabajadores “buenos” o “malos” en el flujo de candidatos, por lo que los trabajadores que se acumulan en el stock y los del flujo no difieren, salvo por el hecho de que aquéllos suelen ser relativamente más numerosos y éstos están menos tiempo “en riesgo” de emparejamiento dentro del período, por lo que deberían observarse más salidas de los puestos hacia los trabajadores del stock. En este modelo, el cociente

---

<sup>25</sup> Si el stock de vacantes se va vaciando de vacantes con opciones reales de emparejamiento, la tasa de salida de las vacantes debe caer con el tiempo.

descrito de las tasas de salidas debería ser mayor que 1, pero no tendría porqué decrecer con la duración del puesto.

Si comparamos, para nuestra muestra, el cociente “ $h_{21}^e / h_{11}^e = 3,61$ ” con el cociente “ $h_{22}^e / h_{12}^e = 3$ ”, se obtiene cierta evidencia en favor del emparejamiento “stock-flow”, ya que las salidas de las vacantes hacia demandas antiguas pierden peso relativo cuando la vacante se vuelve antigua. Sin embargo, esta conclusión debería ser tomada con cautela, ya que podrían existir otras características o heterogeneidades en los puestos, aparte de la “stock-flow” (existencia de segmentos inconexos en el mercado laboral con desequilibrios oferta-demanda), que expliquen dicho resultado. Para controlar por la posible heterogeneidad existente en las vacantes, tanto observable como inobservable, vamos a proceder a estimar un modelo de duración, que considera dos tipos de emparejamientos o salidas exitosas para las vacantes, hacia demandantes nuevos (con duración inferior a los 23 días) y hacia demandantes antiguos (con duración superior a 22 días). Si el modelo estimado muestra que, controlando por heterogeneidad, el cociente de “hazards” (hacia demandas antiguas y hacia demandas nuevas) cae con la duración de la vacante, entonces podremos afirmar que existen indicios en favor de un emparejamiento “stock-flow”.

A continuación vamos a estimar un modelo paramétrico continuo<sup>26</sup> lognormal con salida múltiple para el “hazard” de los puestos vacantes<sup>27</sup>. Dicho modelo pertenece a la familia de modelos de tiempo de fallo acelerado (“accelerated failure-time”), donde los coeficientes estimados muestran el efecto sobre el “tiempo de supervivencia” de cambios unitarios en el regresor correspondiente, con el resto de características dadas. Las variables explicativas que vamos a introducir en las estimaciones son las siguientes:

- Variables descriptivas del puesto: el grupo de ocupación, el sector de actividad, si el puesto es público, si es PFEA, la provincia del puesto, el tipo de contrato y el tamaño de la empresa. Estas variables no cambian con la duración del puesto.

---

<sup>26</sup> Hemos optado por emplear una especificación en tiempo continuo para la tasa de salida de las vacantes debido a la frecuencia diaria de nuestros datos y al hecho de que la duración media de una vacante es de 208 días.

<sup>27</sup> La especificación lognormal permite una forma para la tasa de salida de las vacantes acorde con el “hazard” no paramétrico de la Figura 4.1. (Jenkins, 2005). Además, hemos probado con otras especificaciones flexibles para la función del “hazard”, como la loglogística o la semiparamétrica de Cox, obteniendo, en esencia, resultados similares.

- Variable macroeconómica: la tasa de paro registrada en el SAE durante el período muestral<sup>28</sup>. Esta variable, que cambia con la duración del puesto, trata de medir el efecto sobre el tiempo de supervivencia de los cambios agregados en el mercado laboral andaluz.

- Variables de éxito o transición:

- m: toma el valor 1 cuando el puesto se cubre y cero en otro caso<sup>29</sup>.

- m1: toma el valor 1 cuando el puesto se cubre con una demanda nueva (de menos de 23 días) y cero en otro caso.

- m2: toma el valor 1 cuando el puesto se cubre con una demanda antigua (de más de 22 días) y cero en otro caso.

Las variables m1 y m2 capturan dos posibles destinos para un puesto vacante: hacia un trabajador del flujo de nuevas demandas o hacia un trabajador del stock de demandas antiguas.

La Tabla 4.2 muestra la estimación general del modelo para la tasa de salida de las vacantes –variable de éxito m–. En concreto, la tabla presenta la exponencial de los coeficientes estimados, que en este tipo de modelos se corresponde con el cociente de los tiempos de supervivencia resultantes de cambiar unitariamente el valor de una determinada característica del puesto, con todo lo demás constante; esto significa, cuando existen variables “dummies”, comparar cada variable con la de referencia (la que no se ha incluido en la estimación). El modelo permite la existencia de heterogeneidad inobservable en los datos<sup>30</sup>.

---

<sup>28</sup> Esta tasa es el resultado de dividir para cada mes la población parada en el SAE entre la población activa andaluza del trimestre correspondiente. A su vez, dicha tasa ha sido tratada como diaria asignando a cada día el valor de la tasa en el mes correspondiente.

<sup>29</sup> Estamos censurando por la derecha dos tipos de puestos: aquéllos que aún siguen abiertos en la fecha de extracción de la muestra y aquéllos que han sido cerrados por causas distintas a la cobertura. En este último caso, estaríamos suponiendo que el hecho de que un puesto sea dado de baja en el SAE sin ser cubierto no implica necesariamente que dicho puesto haya desaparecido, sino más bien que el SAE deja de gestionarlo.

<sup>30</sup> El modelo ha sido estimado sin asignar ningún valor concreto a la variable aleatoria que controla los efectos individuales inobservables, ya que dicha variable ha sido introducida en la función de supervivencia (y de verosimilitud) no con un posible valor concreto sino a través de los parámetros que definen su supuesta distribución de probabilidad; en nuestro caso, la distribución *gamma* de media 1 y varianza  $\sigma^2$  desconocida –véase Jenkins (2005, cap. 8)–.

<b>Tabla 4.2. Estimación de un modelo de duración con heterogeneidad inobservable "gamma" para la tasa de salida de las vacantes. Regresión Log-normal. Variable de éxito = m.</b>						
<b>Covariables</b>	<b>Ratio de tiempo exp(coef.)</b>	<b>Error estándar</b>	<b>z</b>	<b>p&gt; z </b>	<b>Intervalos de Confianza (95%)</b>	
<b>PFEA</b>	0,6911	0,0896	-2,8500	0,0040	0,5360	0,8911
<b>Oferta pública</b>	0,2156	0,0392	-8,4400	0,0000	0,1510	0,3079
<b>Contrato Fijo</b>	0,4932	0,1094	-3,1900	0,0010	0,3193	0,7619
<b>Agricultura</b>	2,0947	0,4038	3,8400	0,0000	1,4357	3,0563
<b>Com. Host. y Tte.</b>	0,2659	0,0548	-6,4300	0,0000	0,1776	0,3983
<b>Industria</b>	0,3366	0,0798	-4,5900	0,0000	0,2114	0,5357
<b>Servicios Públicos</b>	1,3216	0,1393	2,6500	0,0080	1,0750	1,6248
<b>Otros Servicios</b>	0,4429	0,0847	-4,2600	0,0000	0,3045	0,6442
<b>Serv. Fros. y a Emp.</b>	0,6073	0,2451	-1,2400	0,2170	0,2753	1,3397
<b>Manual no cualificado</b>	1,2585	0,1321	2,1900	0,0280	1,0245	1,5460
<b>No manual cualificado</b>	0,4413	0,0838	-4,3100	0,0000	0,3041	0,6404
<b>No manual no cualificado</b>	1,5853	0,2411	3,0300	0,0020	1,1767	2,1358
<b>Malaga</b>	0,9005	0,1393	-0,6800	0,4980	0,6650	1,2194
<b>Granada</b>	3,0504	0,4263	7,9800	0,0000	2,3195	4,0117
<b>Córdoba</b>	0,4193	0,0596	-6,1100	0,0000	0,3173	0,5540
<b>Huelva</b>	1,0529	0,1845	0,2900	0,7690	0,7467	1,4845
<b>Cádiz</b>	0,7205	0,1065	-2,2200	0,0270	0,5392	0,9626
<b>Jaen</b>	0,6023	0,0840	-3,6300	0,0000	0,4582	0,7917
<b>Almería</b>	0,3304	0,0583	-6,2800	0,0000	0,2339	0,4668
<b>Microempresa</b>	1,4421	0,1235	4,2800	0,0000	1,2193	1,7056
<b>Empresa mediana</b>	1,0594	0,1386	0,4400	0,6590	0,8198	1,3691
<b>Empresa grande</b>	0,8119	0,1390	-1,2200	0,2230	0,5805	1,1355
<b>Tasa paro registrada</b>	1,0685	0,0386	1,8300	0,0670	0,9954	1,1470
<b>Ln sigma</b>	0,2127	0,0542	3,9200	0,0000	0,1064	0,3191
<b>Ln theta</b>	0,8446	0,1177	7,1800	0,0000	0,6139	1,0753
<b>Sigma</b>	1,2371	0,0671			1,1123	1,3758
<b>Theta</b>	2,3271	0,2739			1,8477	2,9309
Log Verosimilitud = -4795,0141						
LR chi2(23) = 466,43; Prob > chi2 = 0.0000						
Contraste LR de theta = 0: chibar2(1) = 159.94; Prob >= chibar2 = 0.000						
Número de observaciones: 3565. Número de transiciones: 1722. Total de días en riesgo: 742377.						
Variables "dummies" omitidas: Sevilla, pyme, manual cualificado y construcción.						

Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra.

A continuación comentaremos los resultados obtenidos. La duración estimada de una oferta pública de empleo en el SAE representa sólo el 21,56% de lo que dura una oferta privada, mientras que un puesto PFEA sobrevive en situación de vacante algo menos del 70% de la duración estimada para un puesto que no pertenezca a dicho programa. Por otro lado, se observa que los puestos que ofrecen un contrato fijo duran la mitad que los de naturaleza temporal. Estos resultados parecen indicar que los demandantes en el SAE muestran mayor preferencia por las ofertas públicas de empleo (con o sin carácter PFEA) y por los puestos de carácter indefinido.

Si analizamos el sector de actividad del puesto, tomando como referencia la construcción, observamos que en la agricultura y en el sector de los servicios públicos la duración estimada de un puesto es mayor<sup>31</sup>, mientras que el resto de sectores muestran mejores tasas de cobertura, especialmente en el caso del comercio, la hostelería y el transporte, y en el caso de la industria.

Por ocupaciones, son las vacantes para trabajadores cualificados las que menos tiempo duran, especialmente en el caso de los puestos no manuales.

En cuanto a las provincias, Almería, Córdoba y Jaén son las que presentan menores tasas de supervivencia; en todas ellas los puestos públicos o PFEA tienen un peso importante. Por su parte, el caso de Granada resulta llamativo, ya que se trata de la provincia que muestra una mayor tasa de supervivencia a pesar de contar con un número elevado de puestos PFEA o públicos –por ejemplo, la duración estimada para una vacante en Granada triplica a la obtenida en el caso de Sevilla–. Como se puede observar en la Tabla 3.12, el porcentaje de cobertura de los puestos PFEA o públicos en Granada es relativamente pequeño.

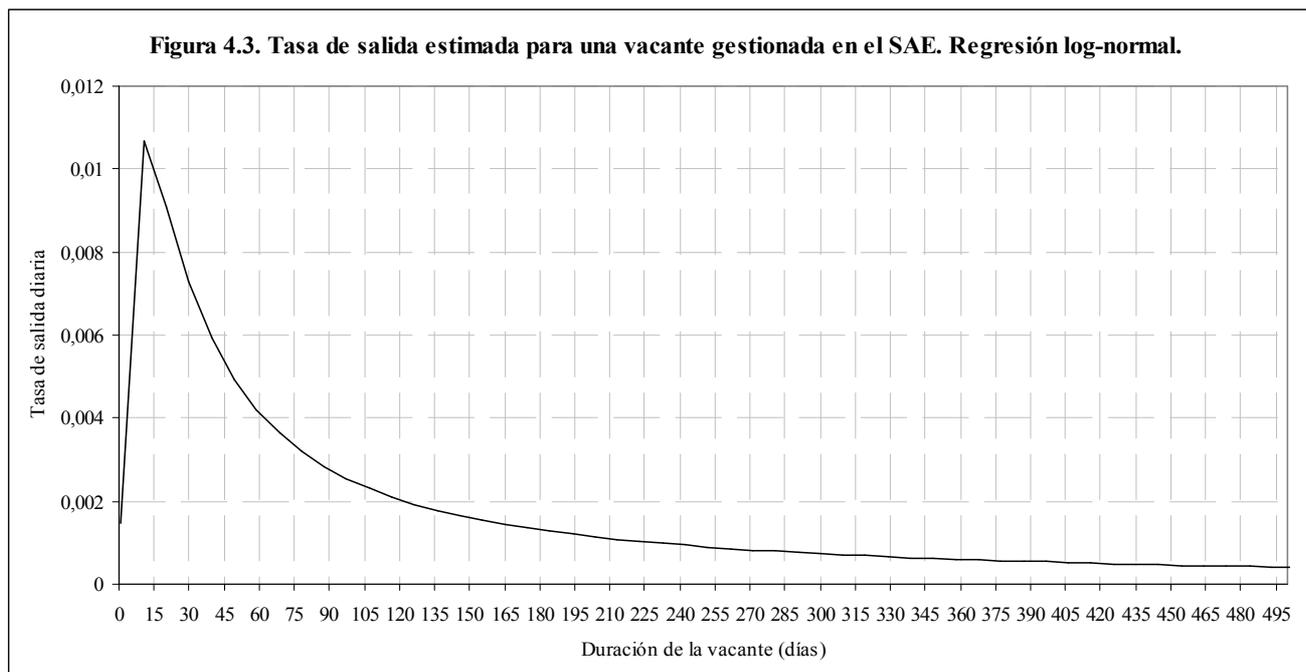
En cuanto al tamaño de la empresa, se observa que son las vacantes de las empresas grandes las que menor tasa de supervivencia muestran –esto es, las que más rápidamente se cubren–, siendo la microempresa la que necesita más tiempo para ocupar una vacante.

---

<sup>31</sup> Este resultado puede parecer extraño, ya que en los sectores de la construcción, la agricultura y los servicios públicos se concentran la mayoría de los puestos públicos y PFEA, los cuales muestran tasas de supervivencia relativamente bajas. Las peores tasas de supervivencia en estos sectores se deben, entonces, a las bajas tasas de salida del resto de puestos; es decir, los que no son de naturaleza PFEA ni pública. Así, de los 145 puestos PFEA que hay en la agricultura, se cubren 118; mientras que de los 64 restantes, los que no son PFEA, sólo se cubren 3.

Finalmente, en contra quizás de lo que cabría esperar a nivel teórico en términos de la curva de Beveridge, la tasa de paro registrada muestra un efecto positivo, aunque poco significativo, sobre la tasa de supervivencia de las vacantes<sup>32</sup>. Esto puede ser indicativo de que en el SAE las colocaciones dependen del registro de puestos vacantes, y no tanto del nivel del stock de demandantes de empleo –véase Álvarez de Toledo *et al.* (2008)-.

La Figura 4.3 muestra la tasa de salida estimada para una vacante gestionada en el SAE:



Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra.

Al igual que sucedía con el “hazard” no paramétrico de la Figura 4.1, la tasa de salida estimada con el modelo log-normal crece durante las primeras semanas de duración, período en que las vacantes “buenas” deben cubrirse, para comenzar a descender posteriormente, cuando el stock de vacantes va quedando desprovisto de “buenas” vacantes.

Con el objetivo de contrastar la existencia de un marco “stock-flow” en nuestros datos, procedemos a estimar la tasa de salida de las vacantes pero distinguiendo entre dos posibles destinos: hacia una demanda nueva (de 22 días o menos) o hacia una antigua (de más de 22 días). Los resultados obtenidos se recogen en la Tabla 4.3.

<sup>32</sup> Hemos realizado también la estimación sustituyendo la variable tasa de paro registrado por la variable tasa de paro DENOS (demandantes del SAE considerados no ocupados), resultando dicha variable no significativa.

**Tabla 4.3. Estimación de un modelo de duración con heterogeneidad inobservable "gamma" para la tasa de salida de las vacantes. Regresión Log-normal. Salidas múltiples (k<sup>v</sup>=22).**

Covariables	Salidas hacia demandantes nuevos (22 días o menos)						Salidas hacia demandantes antiguos (más de 22 días)					
	Ratio de tiempo exp(coef.)	Error estándar	z	p> z	Intervalos de Confianza (95%)		Ratio de tiempo exp(coef.)	Error estándar	z	p> z	Intervalos de Confianza (95%)	
PFEA	0,9761	0,3802	-0,0600	0,9500	0,4549	2,0945	0,6813	0,0829	-3,1500	0,0020	0,5368	0,8648
Oferta pública	0,1225	0,0463	-5,5600	0,0000	0,0585	0,2568	0,4692	0,0768	-4,6200	0,0000	0,3404	0,6468
Contrato Fijo	0,4858	0,3000	-1,1700	0,2420	0,1448	1,6297	0,5117	0,1127	-3,0400	0,0020	0,3322	0,7881
Agricultura	2,7071	1,2714	2,1200	0,0340	1,0783	6,7965	2,5772	0,4620	5,2800	0,0000	1,8137	3,6622
Com. Host. y Tte.	0,3215	0,1525	-2,3900	0,0170	0,1269	0,8145	0,3470	0,0728	-5,0400	0,0000	0,2300	0,5237
Industria	0,3235	0,1814	-2,0100	0,0440	0,1078	0,9707	0,6303	0,1436	-2,0300	0,0430	0,4032	0,9852
Servicios Públicos	1,8504	0,4877	2,3300	0,0200	1,1039	3,1018	1,2100	0,1141	2,0200	0,0430	1,0058	1,4557
Otros Servicios	0,5532	0,2334	-1,4000	0,1610	0,2419	1,2649	0,5217	0,1054	-3,2200	0,0010	0,3511	0,7753
Serv. Fros. y a Emp.	0,3185	0,3164	-1,1500	0,2490	0,0455	2,2315	0,7087	0,2697	-0,9000	0,3660	0,3362	1,4943
Manual no cualificado	0,7815	0,2036	-0,9500	0,3440	0,4690	1,3024	1,3945	0,1401	3,3100	0,0010	1,1452	1,6981
No manual cualificado	0,2296	0,0996	-3,3900	0,0010	0,0981	0,5373	0,6381	0,1221	-2,3500	0,0190	0,4385	0,9286
No manual no cualificado	1,5689	0,5424	1,3000	0,1930	0,7968	3,0892	1,1980	0,1821	1,1900	0,2350	0,8893	1,6139
Málaga	1,4466	0,5086	1,0500	0,2940	0,7262	2,8815	0,6872	0,1023	-2,5200	0,0120	0,5132	0,9201
Granada	5,5581	1,9052	5,0000	0,0000	2,8389	10,8818	1,9461	0,2681	4,8300	0,0000	1,4856	2,5494
Córdoba	0,5389	0,1778	-1,8700	0,0610	0,2822	1,0289	0,4308	0,0557	-6,5100	0,0000	0,3344	0,5551
Huelva	1,4733	0,6019	0,9500	0,3430	0,6616	3,2812	0,9292	0,1585	-0,4300	0,6670	0,6652	1,2981
Cádiz	2,3828	0,8769	2,3600	0,0180	1,1584	4,9015	0,5734	0,0808	-3,9500	0,0000	0,4351	0,7558
Jaén	1,0258	0,3388	0,0800	0,9390	0,5369	1,9599	0,5477	0,0704	-4,6800	0,0000	0,4257	0,7047
Almería	0,6541	0,2589	-1,0700	0,2830	0,3011	1,4209	0,2305	0,0401	-8,4400	0,0000	0,1640	0,3242
Microempresa	1,4567	0,2966	1,8500	0,0650	0,9773	2,1712	1,2789	0,1009	3,1200	0,0020	1,0956	1,4928
Empresa mediana	1,2388	0,3918	0,6800	0,4980	0,6665	2,3027	1,0331	0,1231	0,2700	0,7850	0,8179	1,3049
Empresa grande	0,6095	0,2757	-1,0900	0,2740	0,2512	1,4792	0,9897	0,1499	-0,0700	0,9450	0,7354	1,3318
Tasa paro registrada	1,0231	0,0915	0,2600	0,7980	0,8586	1,2192	1,0876	0,0348	2,6200	0,0090	1,0214	1,1581
Ln sigma	0,5599	0,1349	4,1500	0,0000	0,2955	0,8244	-0,0861	0,0537	-1,6000	0,1090	-0,1914	0,0191
Ln theta	2,5194	0,2632	9,5700	0,0000	2,0036	3,0352	1,6401	0,0811	20,2200	0,0000	1,4811	1,7991
Sigma	1,7506	0,2362			1,3438	2,2805	0,9174611	0,0492487			0,8258396	1,019247
Theta	12,4212	3,269021			7,415556	20,80575	5,155794	0,4181845			4,397997	6,044163
	Log Verosimilitud = -1723,24						Log Verosimilitud = -3941,78					
	LR chi2(23) = 137,92; Prob > chi2 = 0.0000						LR chi2(23) = 370,75; Prob > chi2 = 0.0000					
	Contraste LR de theta = 0: chibar2(1) = 36,39; Prob>=chibar2 = 0.000						Contraste LR de theta = 0: chibar2(1) = 196,86; Prob>=chibar2 = 0.000					
	Número de observaciones: 3565. Número de transiciones: 395. Total de días en riesgo: 742377.						Número de observaciones: 3565. Número de transiciones: 395. Total de días en riesgo: 742377.					
	Variables "dummies" omitidas: Sevilla, pyme, manual cualificado y construcción.						Variables "dummies" omitidas: Sevilla, pyme, manual cualificado y construcción.					

Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra.

Lo primero que observamos en dicha tabla es que la mayor rapidez relativa de cobertura de los puestos PFEA afecta principalmente a las salidas hacia demandas antiguas, lo que parece indicar que dichos puestos están destinados fundamentalmente a los desempleados de mayor duración. No sucede esto, sin embargo, con los puestos públicos en general, que a pesar de incluir a los puestos PFEA muestran una tasa de supervivencia relativamente más baja si los puestos se dirigen hacia demandas nuevas. Por su parte, en el caso de los contratos fijos, la tasa de supervivencia es relativamente menor cuando las salidas son hacia demandas nuevas, si bien la variable no es muy significativa en este caso.

A nivel sectorial, no se observan grandes diferencias entre ambas estimaciones; esto es, la agricultura, la construcción y los servicios públicos muestran mayores probabilidades de supervivencia que el resto de sectores. Sin embargo, sí que se observa una menor tasa de supervivencia en la industria de aquellos puestos que se cubren con demandas nuevas. En cuanto a los grupos de ocupación, se observa que los puestos de mayor cualificación (grupo no manual cualificado) salen más deprisa hacia las demandas nuevas.

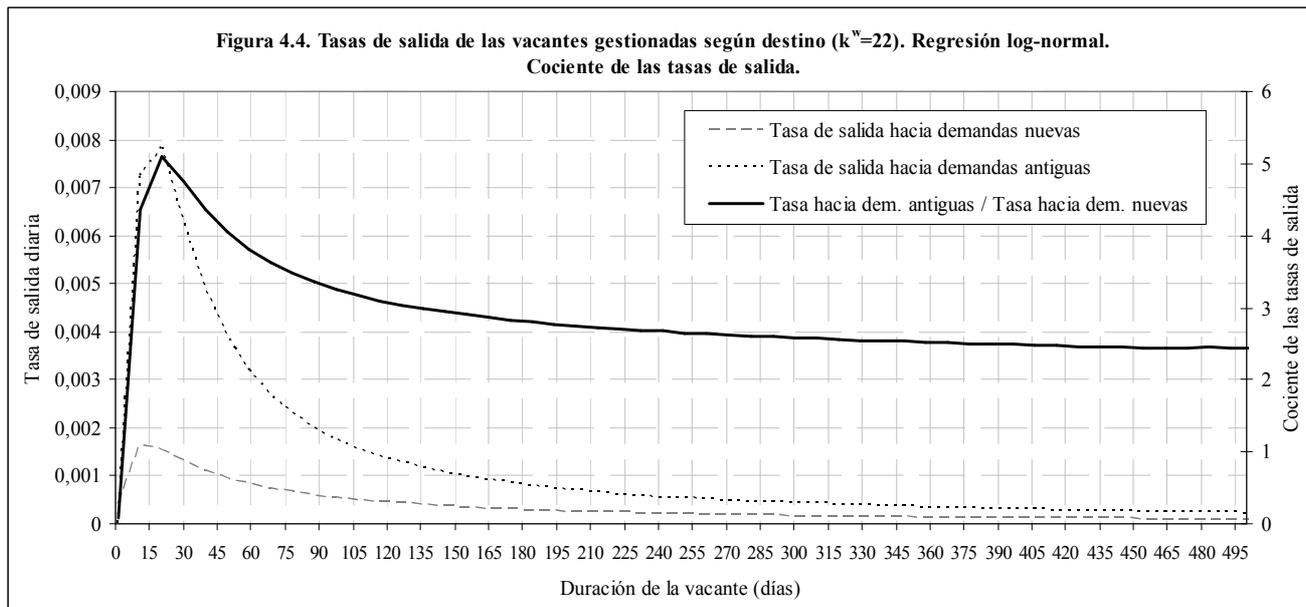
Por tanto, se observa que los puestos públicos (pero no PFEA), los puestos fijos, del sector industrial y de mayor cualificación encuentran a sus candidatos idóneos entre los trabajadores nuevos, presumiblemente con mayor empleabilidad que los antiguos.

En cuanto a las provincias andaluzas, exceptuando los casos de Granada y Cádiz, que están relativamente peor, no se observan diferencias importantes entre Sevilla y el resto de provincias cuando las transiciones son hacia demandas nuevas –si se tiene en cuenta la escasa significatividad de los coeficientes–. Sin embargo, casi todas las provincias mejoran su posición respecto a Sevilla cuando las transiciones son hacia demandas antiguas, especialmente Granada y Cádiz; aunque Granada sigue en peor posición.

Según el tamaño de la empresa, tan sólo se observa claramente la peor posición relativa de la microempresa frente a todas las demás, con independencia del destino.

Finalmente, la tasa de paro registrada andaluza muestra un efecto positivo y significativo sobre la probabilidad de supervivencia en el caso de la cobertura de puestos con trabajadores antiguos; factor que apuntaría hacia la existencia de desajuste laboral o “mismatch” entre los puestos ofrecidos y los demandantes que envejecen en el stock.

Las estimaciones de la tasa de salida de las vacantes según destino y el cociente de ambas tasas –este último representado en el eje de la derecha–, se muestran en la siguiente figura:

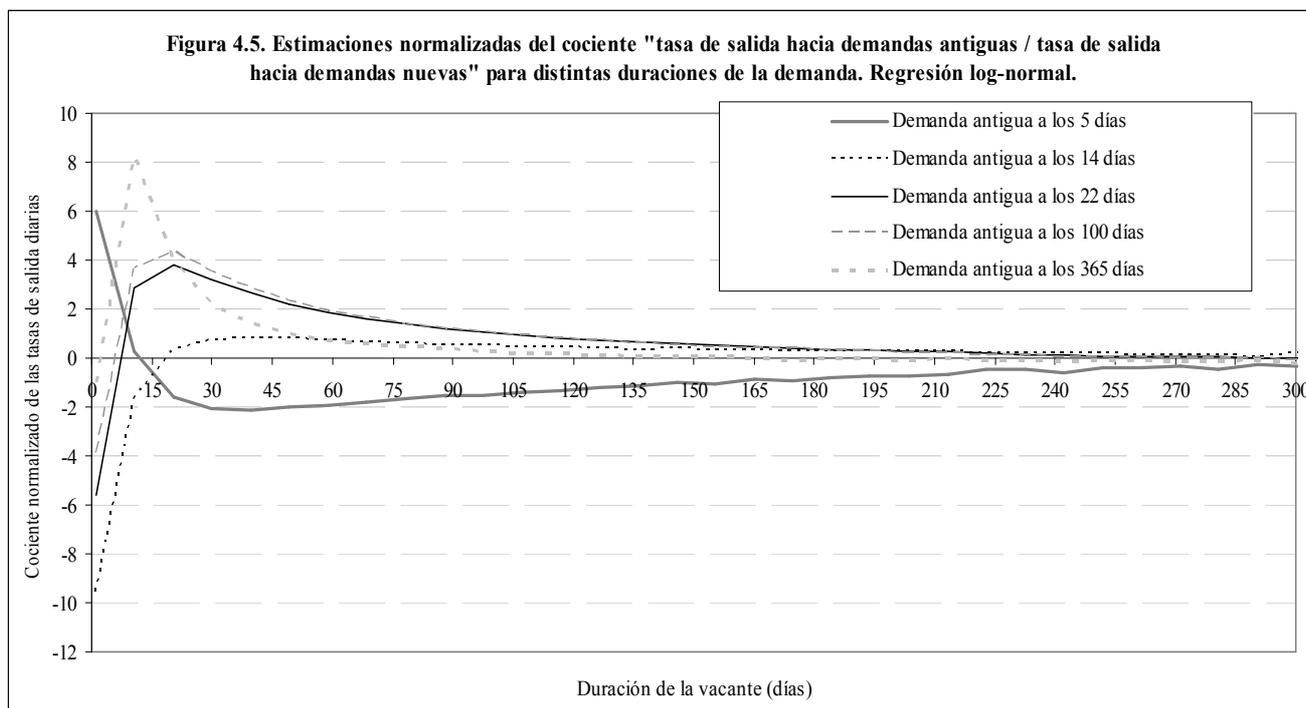


Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra.

Ambas tasas muestran dependencia negativa con la duración tras aproximadamente las dos primeras semanas de duración de la vacante, siendo la tasa de salida hacia demandas antiguas en todo momento superior, pero especialmente cuando las vacantes son nuevas. El cociente entre ambas tasas decrece una vez que la vacante va ganando antigüedad, lo cual apunta hacia la existencia de dinámica “stock-flow” en las vacantes gestionadas por el SAE: cuando una vacante del SAE se va haciendo antigua la probabilidad de que transite hacia una demanda nueva se va reforzando en detrimento de la probabilidad de transitar hacia una demanda antigua.

Para comprobar la robustez de nuestros resultados, hemos analizado qué pasaría con el cociente de las tasas de salida de las vacantes si empleáramos distintas duraciones para considerar que un demandante se ha vuelto antiguo. El siguiente gráfico muestra el cociente normalizado de

dichas tasas de salida suponiendo que un desempleado se vuelve antiguo a los 5 días de búsqueda, a los 14, a los 22, a los 100 y, finalmente, al año de búsqueda.



Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra.

Si consideramos a un demandante como antiguo cuando sólo lleva 5 días “en riesgo” de emparejamiento el cociente de las tasas de salida no se comporta como predeciría el modelo “stock-flow”, ya que se observa que dicho cociente, en lugar de decrecer, va creciendo con la antigüedad de la vacante. Evidentemente, si un buen número de los demandantes considerados antiguos no ha hecho más que entrar en el mercado<sup>33</sup>, es de esperar que la tasa de salida de una vacante que se puede emparejar con ellos no se reduzca relativamente al envejecer la vacante, sino más bien todo lo contrario. A continuación, aumentamos algo el umbral de duración para una demanda antigua, pero sin llegar a los 22 días; en concreto, consideramos  $k^w = 14$ . En este caso se obtiene un cociente de las tasas de salida bastante plano, aunque mostrando ya cierta pendiente negativa en duraciones relativamente elevadas de la vacante, lo cual apunta hacia la existencia de un marco “stock-flow”, aunque sólo de forma débil. Finalmente, si consideramos como demandantes antiguos a aquéllos que llevan varios meses sin emparejarse (por ejemplo, 100 días o 365 días), se observa una clara

<sup>33</sup> En concreto, nos referimos a aquellos demandantes que sólo llevan buscando empleo algo más de 5 días, por lo que sería de esperar que entre ellos hubiera un número no despreciable de trabajadores “buenos”.

caída del cociente de las tasas de salida, lo cual es razonable si se tiene en cuenta que al considerar demandas antiguas de tanta duración nos estamos asegurando de que todas ellas sean demandas “malas”.

## **5. Conclusiones.**

El presente trabajo trata de explicar las principales características del proceso de emparejamiento de los puestos vacantes que se registran en las oficinas del SAE. Tratamos de conocer las características de los puestos que transitan hacia el empleo con más frecuencia y con más rapidez, pero también las de aquellos puestos que pasan mayores períodos sin cubrir. Además, nuestro trabajo propone un contraste novedoso para averiguar si los emparejamientos de las vacantes gestionadas en el SAE siguen un patrón “stock-flow”. Según el modelo “stock-flow”, las vacantes que se van registrando en un “marketplace” o lugar de intercambio (con información completa sobre los candidatos existentes) han de ser separadas en dos grupos: las que son “buenas” y se cubren pronto, porque existen muchos trabajadores en el stock de candidatos que estarían interesados en ocuparlas, y las que son “malas” y no se cubren pronto (volviéndose antiguas), porque no encuentran inicialmente a trabajadores adecuados para cubrirlas y tienen que esperar a la llegada de algún candidato nuevo que sea adecuado para el puesto –el mismo razonamiento se puede hacer para los trabajadores, distinguiendo entre trabajadores “buenos” y “malos” o antiguos–. Si dicho mecanismo opera en cierto grado en el SAE y se identifica correctamente en la duración que separa a un trabajador “bueno” de uno que no lo es (y que por lo tanto se vuelve antiguo), debería observarse que el ratio entre la tasa de salida de las vacantes hacia demandas antiguas o “malas” y hacia demandas nuevas desciende a medida que la vacante va incrementando su tiempo de supervivencia, ya que la mayor supervivencia es señal de que no existen candidatos adecuados para esa vacante en el stock disponible de trabajadores, siendo más posible por tanto que transite hacia una demanda registrada recientemente, que en tal caso abandonaría rápidamente el mercado. Para realizar nuestro contraste resulta necesaria la estimación de unos modelos de duración para la

tasa de salida de las vacantes contemplando la posibilidad de salidas múltiples; en dichas estimaciones tenemos en cuenta la existencia de heterogeneidad observable e inobservable.

Los principales resultados obtenidos en nuestro trabajo son los siguientes:

El puesto típico o más frecuente ofrecido en el SAE y el puesto típico que es cubierto con un trabajador comparten, en esencia, las mismas características (no combinadas): se trata de un puesto público, principalmente de tipo PFEA; de carácter temporal; perteneciente a los sectores de actividad de los servicios públicos o la construcción; de los grupos de ocupación manuales (cualificados o no cualificados); registrado en las provincias de Granada, Sevilla o Jaén; y ofrecido por microempresas o pymes. Sin embargo, el perfil descrito se aleja bastante del perfil del puesto que se cubre con mayor rapidez, ya que este último se trataría de un puesto público, pero que no tiene por qué ser PFEA; con carácter permanente; perteneciente a los sectores de la industria y los servicios en general; destinado a trabajadores cualificados, especialmente no manuales o de “cuello blanco”; registrado en las provincias de Almería, Córdoba o Jaén; y ofrecido por empresas de tamaño mediano o grande.

En cuanto a las demandas que cubren los puestos vacantes, también se puede describir al individuo más observado: se trataría de una mujer con edad comprendida entre 25 y 45 años o de un hombre menor de 25 años o con más de 55; con categoría de demandante no parado –sobre todo trabajador agrario–; con la primera etapa de secundaria adquirida; y registrados principalmente en las provincias de Jaén, Sevilla, Granada o Córdoba, sin que se concentren en las respectivas capitales.

Estos resultados sugieren que el SAE mejoraría su eficiencia, en términos de emparejamiento, si consiguiera reducir, en la medida de lo posible, el desajuste en preferencias que pueda existir entre las empresas que registran ofertas y las demandas de empleo que se inscriben; bien potenciando aún más el registro de vacantes “buenas” o de “lado corto”, atractivas para los

demandantes existentes, o captando en mayor medida a trabajadores que puedan ocupar sus puestos vacantes “malos” o de “lado largo”, quizás potenciando el registro de trabajadores inmigrantes<sup>34</sup>.

El contraste empírico que proponemos en este trabajo aporta cierta evidencia en favor del emparejamiento “stock-flow”. Por un lado, observamos que un puesto vacante “bueno” se cubre en el SAE aproximadamente antes de dos semanas, mientras que un demandante “bueno” no dura más de tres semanas. Nuestras estimaciones muestran que, con independencia de las características de los puestos, a medida que una vacante envejece es relativamente más posible que transite hacia una demanda “buena”, ya que cuando los puestos vacantes y los trabajadores “en riesgo” coexisten, período tras período, es cada vez menos probable que se emparejen entre sí. En este entorno, un trabajador que no encuentra a su vacante ideal, no por falta de intensidad en la búsqueda, sino porque ésta no existe en el stock actual de puestos vacantes, no debe ser “sancionado” con la reducción o eliminación de su prestación por desempleo; más bien habría que supeditar dicha ayuda a que el trabajador active su movilidad geográfica o a que se recicle con el objetivo de mejorar su “empleabilidad” –en este sentido, el programa de Itinerarios Personalizados de Inserción del SAE, actualmente infrutilizado, puede ser una buena herramienta–<sup>35</sup>. Por el lado de la oferta, pensamos que el SAE debería dar un tratamiento diferenciado a aquellos puestos que catalogamos como “malos” o de larga duración; la idea sería tratar de “peinar” bien el territorio andaluz para encontrar a candidatos idóneos para ocupar esos puestos, candidatos que actualmente no constan en la base de datos operativa del SAE.

Las posibles extensiones de este trabajo son varias. Por ejemplo, podríamos realizar un análisis similar al planteado en este trabajo pero con una muestra representativa de las demandas de empleo gestionadas por el SAE; lo que permitiría analizar aspectos adicionales, como la movilidad geográfica de los trabajadores, estudiando si hay diferencias destacables entre el municipio donde se

---

<sup>34</sup> En este sentido, Bentolila *et al.* (2008) apuntan a la mayor flexibilidad laboral de los inmigrantes como el factor clave que explica el mejor comportamiento observado en la curva de Phillips de la economía española durante el período comprendido entre 1995 y 2006.

<sup>35</sup> Como se puede observar, se apuesta por las políticas activas del mercado de trabajo –véanse Usabiaga (2007) y Gómez *et al.* (2009)–. En esta línea, estarían también las recientes transformaciones de prestaciones por desempleo en subvenciones a la contratación indefinida aprobadas por el Gobierno –sobre el “cheque empleo” véase Orszag y Snower (2000)–.

registra el trabajador y aquél donde se produce la colocación. En cuanto a nuestra muestra de puestos vacantes, aún queda terreno para realizar más investigación, comenzando por una ampliación significativa de la muestra, para comprobar la robustez de todos nuestros resultados y posibilitar el análisis de determinados segmentos laborales. Se debería analizar también con mayor profundidad el componente de heterogeneidad inobservable estimado, clave en el enfoque “stock-flow”; buscar diferencias en el proceso de emparejamiento entre los puestos fijos y los temporales; identificar, mediante el cruce de covariables, aquellos segmentos del mercado de trabajo andaluz intermediado por el SAE donde los puestos se cubren más deprisa o más despacio; y, finalmente, tratar de incluir en nuestras estimaciones de la tasa de salida de las vacantes las características de las demandas que ocupan los puestos que se cubren. Estas estimaciones presentarían sesgo al restringirse la muestra a episodios de vacantes exitosos –que son los únicos para los que se dispone de información sobre la demanda–, pero aún así podría resultar interesante analizar los resultados en términos de tasas de salida relativas; por ejemplo, para determinar si los puestos que se cubren con ciertos colectivos de demandantes muestran una mayor tasa de salida relativa. El estudio de todos estos temas debería ser de especial interés en una Comunidad Autónoma aquejada de importantes problemas estructurales en su mercado de trabajo, como es la andaluza (Usabiaga, 2004).

### **Referencias bibliográficas.**

- Alba-Ramírez, A., Arranz, J. y Muñoz-Bullón, F. (2007): “Exits from Unemployment: Recall or New Job”, *Labour Economics*, 14 (5), págs. 788–810.
- Albert, C., Toharia, L. y Davia, M. (2008): “To Find or Not to Find a First "Significant" Job”, *Revista de Economía Aplicada*, XVI (46), págs. 37-59.
- Álvarez de Toledo, P., Núñez, F. y Usabiaga, C. (2008): “La Función de Emparejamiento en el Mercado de Trabajo Español”, *Revista de Economía Aplicada*, XVI (48), págs. 5-35.
- Andrews, M., Bradley, S., Stott, D. y Upward, R. (2008a): “Successful Employer Search? An Empirical Analysis of Vacancy Duration Using Micro Data”, *Economica*, 75 (299), págs. 455–480.
- Andrews, M., Bradley, S., Stott, D. y Upward, R. (2008b): “Testing Theories of Labour Market Matching”, University of Manchester, School of Economics, mimeo.
- Arranz, J. y Muro, J. (2007): “Duration Data Models, Unemployment Benefits and Bias”, *Applied Economics Letters*, 14 (15), págs. 1119-1122.
- Bentolila, S., Dolado, J.J. y Jimeno, J.F. (2008): “Does Immigration Affect the Phillips Curve? Some Evidence for Spain”, *European Economic Review*, 52 (8), págs. 1398-1423.
- Bover, O. y Gómez, R. (2004): “Another Look at Unemployment Duration: Exit to a Permanent vs. a Temporary Job”, *Investigaciones Económicas*, 28 (2), págs. 285-314.

- Burdett, K., Coles, M.G. y Van Ours, J.C. (1994): “Temporal Aggregation Bias in Stock-Flow Models”, Centre for Economic Policy Research (CEPR), Discussion Paper nº 967.
- Cebrián, I. y Toharia, L. (2008): “La Entrada en el Mercado de Trabajo. Un Análisis Basado en la MCVL”, *Revista de Economía Aplicada*, XVI (E-1), págs. 137-172.
- Coles, M.G. (1994): “Understanding the Matching Function: The Role of Newspapers and Job Agencies”, Centre for Economic Policy Research (CEPR), Discussion Paper nº 939.
- Coles, M.G. y Petrongolo, B. (2008): “A Test Between Unemployment Theories Using Matching Data”, *International Economic Review*, 49 (4), págs. 1113-1141.
- Coles, M.G. y Smith, E. (1998): “Marketplaces and Matching”, *International Economic Review*, 39 (1), págs. 239-254.
- García-Pérez, J.I. (1997): “Las Tasas de Salida del Empleo y del Desempleo en España (1978-1993)”, *Investigaciones Económicas*, 21 (1), págs. 29-53.
- García-Pérez, J.I. (2006): “Job Separation in a Non-Stationary Search Model: A Structural Estimation to Evaluate Alternative Unemployment Insurance Systems”, *Journal of Applied Econometrics*, 21 (2), págs. 245-272.
- Gómez, F., Romero-Ávila, D. y Usabiaga, C. (2009): “El Mercado de Trabajo”. En: Vallés, J. (Dir.): *Economía Española* (segunda edición), McGraw-Hill, Madrid (pendiente de publicación).
- Gregg, P. y Petrongolo, B. (2005): “Stock-Flow Matching and the Performance of the Labor Market”, *European Economic Review*, 49 (8), págs. 1987-2011.
- Güell, M. y Hu, L. (2006): “Estimating the Probability of Leaving Unemployment Using Uncompleted Spells from Repeated Cross-Section Data”, *Journal of Econometrics*, 133 (1), págs. 307-341.
- Jenkins, S.P. (2005): *Survival Analysis*, Institute for Social and Economic Research, Lecture Notes.
- Jenkins, S.P. y García-Serrano, C. (2004): “The Relationship between Unemployment Benefits and Re-employment Probabilities: Evidence from Spain”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66 (2), págs. 239-260.
- Kiefer, N. (1988): “Economic Duration Data and Hazard Functions”, *Journal of Economic Literature*, 26 (2), pp. 646-679.
- Lancaster, T. (1990): *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Nickell, S. (1979): “Estimating the Probability of Leaving Unemployment”, *Econometrica*, 47 (5), págs. 1249-1266.
- Núñez, F. y Usabiaga, C. (2007): *La Curva de Beveridge y la Función de Emparejamiento: Revisión de Sus Fundamentos Teóricos y de la Literatura Empírica, con Especial Énfasis en el Caso Español*, Factoría de Ideas, Fundación Centro de Estudios Andaluces, Sevilla.
- Toharia, L. (2003): “El Mercado de Trabajo en España, 1978-2003”, *Información Comercial Española*, 811, págs. 203-220.
- Usabiaga, C. (2004): *El Diferencial de Desempleo Andaluz. Análisis Macroeconómico del Mercado de Trabajo Andaluz en Comparación con el del Resto de España (1980-2000)*, Aconcagua, Sevilla.
- Usabiaga, C. (2007): “La Reforma del Mercado de Trabajo: El Caso Español”, *Papeles de Economía Española*, 111, págs. 177-197.