

Costes de contratación y empresas de trabajo temporal. Una explicación de la disparidad regional en España

PEDRO GARCÍA-DEL-BARRIO*

RESUMEN

El sector de las Empresas de Trabajo Temporal (ETT) experimentó un fuerte crecimiento en la década de 1990, hasta estabilizarse en torno al 15% de la contratación temporal en España. Aún más significativa es la fuerte disparidad regional en el recurso a las ETT que existe entre las provincias españolas. A partir de un sencillo modelo teórico, y con metodología de datos de panel, este artículo sugiere que los costes de reclutamiento, entrenamiento y selección podrían explicar gran parte de dicha disparidad. Esta conclusión, estaría fundada en la evidencia empírica de que la cuota de mercado de las ETT es mayor en mercados con bajas tasas de desempleo, donde la duración media del paro es mayor y en aquellas provincias con más concentración de población urbana, respectivamente.

Palabras clave: contratos temporales, costes de transacción, costes de contratación, empresas de trabajo temporal.

Clasificación JEL: J22, J23, J32, J41.

Hiring Costs and Temporary Work Agencies. An explication of regional disparities across Spanish provinces

ABSTRACT

The Temporary Work Agencies (TWA) industry experienced continuous growth throughout the 90s, and now represents around 15% of temporary hiring in Spain. More interestingly, a remarkable regional disparity in this sector exists across Spanish provinces. By developing a simple theoretical model and using panel data methodology, this article examines the Spanish case and suggests that the costs of recruiting, training and screening could explain a large part of the regional disparity. This result is supported by the empirical fact that the TWA firms have greater success in markets with low unemployment rates, where the average duration of unemployment is longer, and in provinces with higher concentrations of urban population, respectively.

Keywords: Temporary contracts. Transaction costs. Hiring costs. Temporary work agencies.

JEL Codes: J22, J23, J32, J41.

* Universitat Internacional de Catalunya. Inmaculada 22, 08017 Barcelona, España. Correo electrónico: pgarcia@uic.es

1. INTRODUCCIÓN

En la década de 1990, la contratación temporal creció rápidamente en España, generando una elevada y persistente temporalidad. Esta evidencia ha sido ya objeto de análisis en numerosos estudios¹. Al mismo tiempo, la contratación temporal en España se ha visto canalizada en buena medida por Empresas de Trabajo Temporal (ETT), cuyo negocio presenta cuotas de mercado muy dispares entre unas provincias y otras. Las ETT son intermediarios del mercado de trabajo que detentan la relación de empleo y las responsabilidades del empleador; ellas son quienes pagan los salarios y proporcionan entrenamiento a sus trabajadores.

En otras economías se ha verificado un fenómeno equivalente, al producirse una rápida expansión del negocio de las agencias de trabajo temporal, como documentan por ejemplo los artículos de: Neugart y Storrie (2006), Böheim y Zweimüller (2013), Forde (2001), o Burgess *et al.* (2005). Según se desprende de estos trabajos, durante la década de 1990 el empleo canalizado a través de agencias de trabajo temporal se ha duplicado en los países de la Unión Europea, y ha llegado a multiplicarse por cinco en lugares como España, Escandinavia, Austria e Italia.

El objetivo de este artículo es describir un modelo teórico para las ETT e indagar empíricamente los factores que explicarían la tremenda disparidad regional existente. La promulgación de la ley 14/1994, de 1 de junio, dio entrada al fenómeno de las ETT (si bien algunas ya operaban con anterioridad bajo otras fórmulas legales) y regularizó la subcontratación de servicios de trabajo. A partir de ese año, la industria española de las ETT experimentó una notable expansión², hasta estabilizarse —a finales de la década de 1990— en torno al 15% de la contratación temporal. Precisamente el periodo de expansión del sector en España (de enero-1996 a agosto-2000) es el que resulta más adecuado para llevar el análisis econométrico con datos de panel que proponemos.

La Tabla 1 resume la información del número de contratos indefinidos y temporales, registrados en el Instituto Nacional de Empleo (INEM), a partir de mitad de la década

¹ Varios artículos enmarcan las peculiaridades del mercado español. Dolado, Garcia-Serrano y Jimeno (2002) describen cómo en España, a partir de 1984, se ha recurrido al empleo temporal para cubrir puestos de trabajo indefinidos y explican la persistencia del empleo temporal, a pesar de sucesivas reformas que han tratado de corregir tal exceso. Segura (2001) describe el impacto de las diferentes reformas del mercado de trabajo español. Asimismo, Alba-Ramírez y Alonso-Borrego (1997) ofrecen una visión general de la contratación en España. El fenómeno de la temporalidad ha sido tratado también en conexión con los mercados de trabajo duales: Cf. Garcia-del-Barrio (2001).

² Entre otros argumentos invocados por la literatura para explicar la rápida difusión de las ETT, Neugart y Storrie (2006) subrayan su papel como intermediarios que logran un buen emparejamiento o *matching* entre las necesidades de la usuaria y los trabajadores. Una discusión más amplia sobre el recurso a las ETT, por parte de los trabajadores que buscan mayor proyección profesional, puede encontrarse en Shimizu (2009). En este sentido, el análisis de la productividad de los trabajadores de ETT puede ser también relevante, como ponen de manifiesto Hirsch y Mueller (2012).

de 1990; así como del número anual de *contratos de puesta a disposición*³ llevados a cabo por las ETT en España.

Hay otros aspectos significativos que no se aprecian en la información de la Tabla 1. Por una parte, alrededor del 40% de los contratos realizados por las ETT tienen una duración inferior a cinco días, y otro 40% se establece para un periodo de tiempo indeterminado (que no indefinido). Esto parece indicar que una elevada proporción de los contratos en el sector de las ETT están relacionados con la flexibilidad en la duración del contrato. De ahí que el cometido de las ETT podría estar vinculado en muchos casos a la necesidad de disponer de trabajadores *just in time*, y entonces habrá que indagar las causas por las que las ETT presentarían ventajas comparativas, respecto de otros procedimientos, en la provisión de servicios de trabajo.

Tabla 1. Volumen de contratación y el sector de las ETT en España

Año	Número de ETT	% de contratación		Número total de contratos		
		Temporal (2)/(1+2)	Por ETT (3)/(2)	Indefinidos (1)	Temporales (2)	ETT * (3)
1995	316	94,99	5,43	367.047	6.963.000	378.739
1996	399	95,89	9,78	354.372	8.273.175	809.139
1997	428	92,99	13,94	707.481	9.386.084	1.309.021
1998	435	91,67	16,87	970.964	10.692.315	1.803.547
1999	410	90,87	16,65	1.208.416	12.026.911	2.002.039
2000	364	91,37	15,87	1.192.962	12.635.957	2.005.132
2001	346	90,83	14,89	1.288.438	12.768.046	1.901.352
2002	335	91,01	14,33	1.274.608	12.904.640	1.849.453
2003	326	1,90	14,76	1.180.272	13.398.295	1.977.780
2004	342	91,91	14,80	1.314.121	14.931.066	2.209.477
2005	346	91,53	15,26	1.445.206	15.622.127	2.384.045
2006	350	88,24	15,64	2.177.245	16.349.527	2.557.097
2007	368	88,07	16,49	2.220.384	16.401.724	2.705.043
2008	363	88,80	15,02	1.853.556	14.698.632	2.207.585
2009	334	89,41	13,31	1.312.414	12.709.423	1.691.013
2010	314	90,99	14,84	1.228.214	13.188.936	1.957.564
1011	304	90,79	15,48	1.110.163	13.323.069	2.062.536
2012	298	92,48	15,80	1.432.976	12.808.015	2.023.195

* Se trata de *contratos de puesta a disposición*.

Fuentes: "Anuario de Estadísticas Laborales" y "Boletín de Estadísticas Laborales": Instituto Nacional de Empleo (INEM) y Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (MTAS); "Estadística de Empresas de Trabajo Temporal": Ministerio de Empleo y Seguridad Social.

³ De acuerdo con el texto de la mencionada ley 14/1994, de 1 de junio, se denomina contrato de puesta a disposición al "celebrado entre la empresa de trabajo temporal y la empresa usuaria teniendo por objeto la cesión del trabajador para prestar servicios en la empresa usuaria, a cuyo poder de dirección quedará sometido aquél".

Por otra parte, y esto resulta muy significativo, en España se da una gran dispersión en la cuota de negocio que llevan a cabo las ETT en las distintas provincias (véase el ANEXO 3, que recoge datos anuales por provincias para los años de expansión). Junto al análisis de la dimensión temporal, ya aludida, la dimensión espacial es clave para explicar las disparidades. En algunos mercados de trabajo el porcentaje de contratos temporales que se formalizan a través de las ETT representa más de un tercio del total, mientras que en otros mercados alcanza un porcentaje ridículo. Por ejemplo, si consideramos el año 1999, los casos extremos serían: Guadalajara, con más del 35% de contratos temporales efectuados por ETT, y Jaén, que apenas llega al 2%. Precisamente, el cometido de estas páginas es analizar el fenómeno de las ETT, identificando las variables que influyen en el mayor o menor recurso a estos intermediarios y que podrían explicar las discrepancias regionales.

La literatura económica ofrece distintos argumentos sobre la existencia y viabilidad empresarial de las ETT. Desde el punto de vista de los trabajadores, varios estudios (Cf. Muñoz-Bullón y Rodes (2004), García-Pérez y Muñoz-Bullón (2005), por ejemplo) destacan que las ETT mejoran las perspectivas de empleo de los trabajadores por ellas contratados. De acuerdo con este enfoque, el argumento de la señalización cobra mayor importancia en la medida en que las ETT sirven de cauce para ayudar a sus trabajadores en la búsqueda de oportunidades profesionales. Es decir, los trabajadores tendrían incentivos para pertenecer a la plantilla de una ETT no solo porque de ese modo ganan experiencia, sino además porque las ETT actuarían como un favorable mecanismo de señalización.⁴

La literatura también ha destacado que las ETT poseen ventajas comparativas por su flexibilidad de cara a proveer trabajadores. Así, numerosos estudios aluden a los menores costes de contratación en que incurren las ETT, identificándolo como uno de los factores que explican su éxito. Muñoz-Bullón (2004) advierte que la inversión de las ETT en formación (propiciada en buena medida por imperativos legales vigentes en España), no parece desembocar en mejoras de productividad. Autor (2001) indirectamente sugiere que las ETT podrían servir como un mecanismo que ofrece información sobre la calidad de los trabajadores, de modo que los costes de entrenamiento estarían suplantando a los de selección. Así mismo, Blank (1998) habla de las ETT como un mecanismo

⁴ El carácter de *trabajador temporal* puede ser interpretado por el empleador como una señal positiva en comparación con la alternativa de desempleo. Más aún, de acuerdo con la idea acuñada por McCormick (1990), podría suceder que quien ocupa un puesto provisional no cualificado estuviera enviando señales negativas al mercado laboral, mientras que los individuos contratados por una ETT se evitarían esa señalización negativa. Arranz, García-Serrano y Toharia (2010) muestran que periodos de larga duración en trabajos temporales aumentan la probabilidad de acceder a un empleo permanente. En cuanto a las ETT, la evidencia empírica no es clara: algunos estudios, como el mencionado de Muñoz-Bullón y Rodes (2004), sugieren que las ETT servirían de trampolín para lograr contratos permanentes (los trabajadores de ETT en España disfrutaban de una probabilidad media de conseguir un empleo significativamente superior a quienes buscan por su cuenta); mientras que otros artículos, como Amuedo-Dorantes (2008), parecen concluir lo contrario.

de selección de personal, en la medida en que su actividad ofrece un periodo de prueba para que las usuarias valoren al candidato.

Estos últimos argumentos inspiran el enfoque elegido en este artículo. En efecto, nos parece que el ahorro de costes de contratación es un elemento clave y muy a propósito para lograr el objetivo de explicar las discrepancias regionales en el recurso a ETT. Luego nuestro acercamiento al problema adopta el punto de vista de las empresas usuarias, para contrastar si la proporción de contratación temporal efectuada por ETT depende de factores relacionados con el lado de la demanda de trabajo.

De acuerdo con nuestro análisis empírico, los costes de reclutamiento, entrenamiento y selección parecen explicar una parte sustancial de la disparidad regional en el recurso a las ETT. Al menos, esto es lo que parece desprenderse del hecho de que la cuota de mercado de las ETT sea mayor en los mercados de trabajo con menores tasas de desempleo, en los que la duración media en el desempleo es más larga y donde existe mayor concentración de población urbana. Los resultados empíricos que presentamos en la Sección 3 son consistentes con estudios previos que han examinado otros mercados de trabajo⁵.

En suma, estas páginas pretenden ponderar en qué medida el ahorro de costes de contratación es capaz de explicar las diferencias provinciales en el recurso a las ETT. El análisis se desarrolla sobre un aparato teórico elemental, para posteriormente —mediante el uso de variables proxy— evaluar el peso de los diferentes aspectos del coste fijo de contratación que las ETT logran ahorrar.

2. DESCRIPCIÓN DE MARCO TEÓRICO

La tarea de intermediación de las ETT consiste en poner en contacto a los compradores de servicios de trabajo —empresas usuarias— con los vendedores-trabajadores. Las ETT incurren en unos costes de *matching* (ϑ) y cobran sus servicios en forma de comisiones sobre los salarios. Dado que tanto las empresas usuarias como los trabajadores se benefician del servicio de las ETT, unas y otros deberán intervenir en la retribución de dicho servicio. Una parte del pago (la comisión α) la pagan las usuarias; y la otra (β) recae sobre los trabajadores. Esta descripción no es contradictoria con el hecho de que sean las ETT quienes paguen al trabajador el salario correspondiente, para lo cual cobrarán a la usuaria lo necesario. Además, si fuera preciso, este marco teórico podría acomodarse a las circunstancias de un determinado mercado —como el español, por ejemplo— con solo suponer que la comisión β fuese igual a cero.

⁵ Por ejemplo, Segal y Sullivan (1997), tras referirse a la eficiencia del sector de las ETT, señalan que las economías de escala y la disminución de costes de contratación son la respuesta *más plausible* para explicar el crecimiento de dicho sector, y, concretamente, mencionan los costes de reclutamiento y colocación y las economías de escala en los programas de entrenamiento. También Muñoz-Bullón y Rodes (2004), refiriéndose al caso español, destacan la relevancia de la eficiencia y reducción de costes obtenidos por las ETT, insistiendo en su capacidad de lograr economías de tiempo, organización y gestión de recursos humanos.

En cualquier caso, el marco teórico inicial se plantea de modo muy general: la usuaria, además de pagar la cuota $\alpha \cdot w$, paga a la ETT lo necesario para que esta retribuya a los trabajadores. De esa cantidad, la ETT podría retener una parte, $\beta \cdot w$, que también iría a engrosar sus beneficios. Como hemos señalado, este enfoque —bien entendido— puede aplicarse al caso español, pues no plantea incompatibilidades con la ley 29/99, de aplicación en desde el 6 de agosto 1999.

2.1. EQUILIBRIO EN EL SECTOR DE LAS ETT

Para que el negocio de las ETT sea viable, al menos a largo plazo, la condición es que los beneficios no sean negativos.⁶ Ya se ha señalado que los ingresos de las ETT comprenden la cuota que paga la usuaria ($\alpha \cdot w$) y la proporción del salario a la que renuncia el trabajador ($\beta \cdot w$). Por cuanto se refiere a los costes, se define el coste de *matching* de un nuevo contrato de puesta a disposición en proporción al salario por: $\vartheta \cdot w$.

Además, vamos a considerar que las ETT son especialistas en realizar su tarea de modo eficiente, por lo que el coste de *matching* se supone idéntico en todas partes. Esta simplificación parece legítima, sobre la base de que las ETT suelen operar en varios mercados locales a la vez; en consecuencia, el coste de *matching* podría considerarse —*de facto*— invariable en todo el territorio. El beneficio de la ETT, para cada contrato, queda entonces definido por:

$$\pi = (\alpha + \beta) \cdot w - \vartheta \cdot w \quad [1]$$

Además, para que una ETT realice un determinado contrato debe cumplirse que la expectativa de beneficio sea mayor o igual que cero. Y puesto que el salario ha de ser positivo, $w > 0$, la viabilidad del negocio de las ETT exige que:

$$\alpha + \beta - \vartheta \geq 0 \text{ or } \alpha + \beta \geq \vartheta \quad [2]$$

La última desigualdad señala simplemente que el negocio de las ETT es rentable siempre y cuando el coste de *matching*, en que incurre la ETT, sea inferior a la suma de los correspondientes costes de contratación de la usuaria y del trabajador. En otro caso, si las ETT no supusieran ningún ahorro de costes de transacción, el propio mecanismo del mercado se encargaría de expulsarlas.

En realidad, la hipótesis de competencia perfecta permite imponer restricciones más rigurosas. En un mercado competitivo, la libre entrada y salida de empresas en el sector de ETT garantiza que los beneficios extraordinarios sean cero; lo cual a su vez conlleva que la expresión [2] se cumpla como igualdad estricta en el largo plazo. En definitiva,

⁶ El análisis ha de entenderse como referido a cada modalidad de contrato ‘j’, puesto que si hubiera algún tipo de contrato no rentable —que no generase beneficios— las ETT dejarían automáticamente de canalizar contratos.

en una situación competitiva, la suma de las comisiones de equilibrio cobradas por las ETT ha de ser igual al coste de *matching* (expresadas las tres magnitudes como porcentaje del salario).

2.2. CONDICIÓN PARA RECURRIR A UNA ETT

En mercados de trabajo con elevado paro, como el español, cabe esperar que el número de contratos temporales realizados a través de ETT se determine en última instancia por la decisión de las usuarias (y no tanto por la voluntad de los trabajadores). Por eso, nuestro acercamiento al problema se centra en analizar el lado de la demanda de trabajo.

Es más, al abordar este problema de decisión, vamos a considerar el caso en que la empresa usuaria ya ha resuelto realizar un contrato temporal (en lugar de uno indefinido). Entonces, la usuaria se enfrenta simplemente a dos alternativas excluyentes: recurrir a las ETT o contratar directamente al trabajador temporal. Si opta por la ETT, la usuaria deberá pagar a esta última la comisión ($\alpha \cdot w$), al tiempo que retribuye al trabajador el salario (w). En el otro caso —el de la contratación temporal directa—, el desembolso de la usuaria comprende el salario (w) más los costes fijos derivados de la nueva contratación, que incluye fundamentalmente los costes de reclutamiento, formación, y selección. Por de pronto, todos esos tipos de costes se reúnen en un único término, K_{im} , donde el subíndice ‘i’ designa el mercado regional y ‘m’ el tipo de empresa usuaria.

La empresa usuaria, tras comparar los correspondientes costes, debe dilucidar cuál de las dos alternativas resulta más rentable. En concreto, cabe esperar que la usuaria se decante por recurrir a la ETT siempre y cuando se verifique, para el valor de la comisión $\hat{\alpha}$ vigente en el mercado, la condición:

$$\hat{\alpha} \leq \frac{K_{im}}{w} \text{ o bien: } \hat{\alpha} \leq k_{im} \quad [3]$$

En otras palabras, las empresas usuarias preferirán contratar directamente al trabajador temporal cuando la comisión $\hat{\alpha}$ sea mayor que el coste de búsqueda directa, que resulta ser el elemento clave de la decisión.

De acuerdo con esta descripción, la usuaria se enfrenta a un problema de elección de naturaleza probabilística. En la disyuntiva planteada, la variable dependiente debería considerarse dicotómica, ya que la usuaria se debate entre dos alternativas excluyentes: la contratación directa y la contratación a través de ETT. Desde el punto de vista metodológico, este problema habría de abordarse definiendo una variable dependiente cualitativa y aplicando un modelo Probit o Logit.

Sin embargo, a la hora de contrastar empíricamente esta hipótesis, contamos únicamente con datos agregados por provincias. El carácter agregado de estos datos exige transformar la condición [3], tomando como variable dependiente a la proporción de

contratos temporales efectuados por ETT, en cada provincia y período. Este cociente, que se corresponde con la frecuencia relativa, podría tomarse como la probabilidad estimada de que un contrato temporal se materialice a través de una ETT.

En definitiva, se postula ahora que el grado de presencia de las ETT en un determinado mercado responde a la probabilidad de que se cumpla la condición [3]; lo cual, de cara a llevar a cabo un análisis con datos agregados, sugiere elaborar el estudio empírico sobre la base de la siguiente relación:

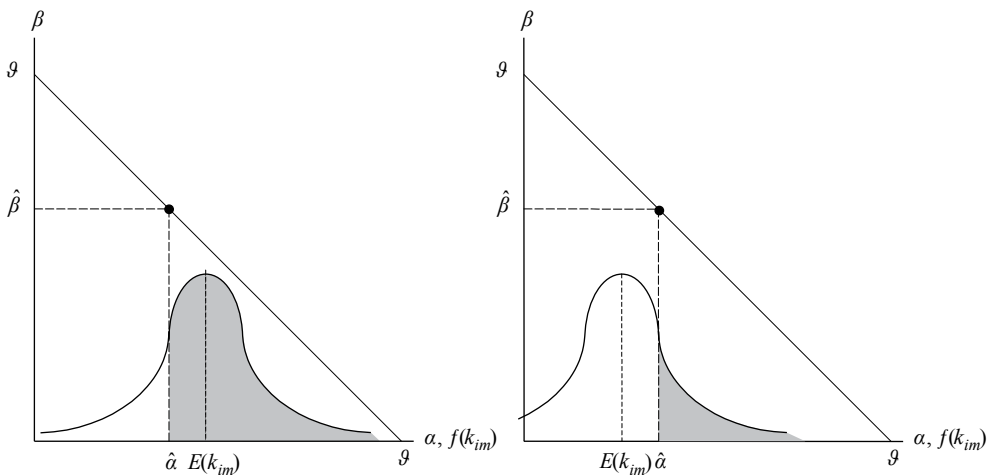
$$\frac{H_i^{ETT}}{H_i^{ETT} + H_i^D} = \hat{p}_i = \text{prob}\left(\hat{\alpha} \leq \frac{K_{im}}{w}\right) \quad [4]$$

donde H_i^{ETT} es el número de contratos temporales formalizados por ETT, y H_i^D los contratos temporales realizados directamente.

Dando un paso más, este problema de elección puede formularse en términos probabilísticos incorporando funciones de densidad. Concretamente, supongamos que, en cada mercado de trabajo, la distribución de los costes de contratación directa se puede describir con una función de probabilidad convencional, sea ésta normal, logística, etc., cuya media difiere por provincias. Entonces, en cada mercado, dadas sus características específicas y el nivel de los costes de contratación, la función de densidad se situará más o menos cerca del origen.

La interpretación gráfica de este punto se ilustra en el Gráfico 1, que caracteriza —mediante funciones de densidad— los mercados de trabajo en relación al coste fijo de contratación. Según como sea la distribución de esos costes en cada provincia y período, resulta una mayor (diagrama de la izquierda) o menor (derecha) probabilidad de recurrir a ETT.

Gráfico 1. Caracterización del mercado laboral según los costes de contratación



Además, dado que se ha supuesto un $\hat{\alpha}$ común en todo el territorio, así como la misma función de distribución de probabilidad para todos los mercados, lo anterior permite establecer una dependencia funcional entre la proporción de contratos temporales con ETT y la media de la distribución de los costes de contratación directa, \bar{k}_i , en cada provincia.

En definitiva, en el análisis empírico con datos de panel, se va a postular una dependencia funcional entre la probabilidad estimada de recurrir a una ETT y la media de la distribución de costes directos de contratación, para cada provincia y periodo. Esto permitirá enriquecer el análisis con la dimensión temporal, incorporando el subíndice “t” y aplicado a la siguiente relación funcional:

$$\hat{p}_{it} = f\left(E\left(\frac{K_{itm}}{w}\right)\right) = f\left(\frac{E(K_{itm})}{w}\right) = f(\bar{k}_{it}) \quad [5]$$

Con el panel disponemos de muchas más observaciones, con lo que podemos beneficiarnos de las mejores propiedades estadísticas asociadas a las grandes muestras. Además, ahora podremos tomar en consideración la posible influencia del componente de heterogeneidad individual, de modo que las estimaciones no queden distorsionadas por características peculiares de una determinada provincia o región. En cuanto a la forma funcional que está implícita en la expresión [5], si se decidiera asumir una relación lineal, bastaría aplicar una regresión del tipo:

$$\hat{p}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \bar{k}_{it} + \varepsilon_{it} \quad [6]$$

Alternativamente, y de modo más acorde con la naturaleza probabilística del problema de elección, podríamos postular una relación funcional no lineal entre la variable dependiente y las explicativas. De entre el modelo *Probit* y el *Logit* hemos preferido el segundo, ya que, entre otras cosas, puede estimarse aplicando OLS a la expresión:

$$\log\left(\frac{\hat{p}_{it}}{1-\hat{p}_{it}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \bar{k}_{it} + \varepsilon_{it} \quad [7]$$

En esta última especificación, la variable dependiente es el logaritmo del *odds ratio*, que establece una relación no lineal entre los regresores y la probabilidad estimada. En todo caso, atenderemos a los resultados de las estimaciones y a la diagnosis de los residuos antes de decantarnos por una u otra especificación del modelo.

Queda por último una cuestión crucial: identificar algunas variables explicativas para evaluar, en cada lugar y periodo, el coste fijo de contratación directa. Con ese objetivo, la siguiente sección plantea una descomposición de los elementos más relevantes del coste medio de contratación directa. Además, se incluye la discusión sobre la selección de las variables *proxy* que mejor puedan servir a este propósito.

3. ANÁLISIS EMPÍRICO DEL SECTOR DE LAS ETT EN ESPAÑA

Para llevar a cabo el estudio empírico sobre la influencia que ejercen los costes de contratación en el mayor o menor recurso a las ETT en un mercado local, vamos a proceder descomponiendo las distintas categorías de costes. Esas categorías permitirán individuar el peso relativo de cada tipo de coste y ponderar mejor los motivos que llevan a las empresas usuarias a contratar con ETT. Como ya se ha dicho, de entre los distintos componentes del coste fijo de contratación, nuestro interés va a centrarse en el análisis de los costes de reclutamiento, entrenamiento, y selección. A continuación indicamos las variables *proxy* que se proponen para evaluar cada uno de esos tres costes.

3.1. PROPUESTA DE VARIABLES PROXY

Como medida del coste de reclutamiento en cada provincia, se propone emplear la inversa de la tasa de paro, variable que denominamos *fur* a partir de ahora⁷. La razón de ser de esta elección responde a la hipótesis de que los mercados de trabajo más congestionados —aquellos que tienen menos desempleo— presentan mayores costes de reclutamiento y, por tanto, harán mayor uso de las ETT. Esta idea ha sido contrastada empíricamente en trabajos anteriores, como el de Houseman (2003)⁸.

Por su parte, los costes de entrenamiento van a medirse de acuerdo con la duración del paro, aduciendo el argumento de la *histeresis*. Periodos de desempleo más largos desembocan en falta de entrenamiento, pérdida de habilidad y, por tanto, reducción de productividad. Para que un trabajador desentrenado alcance la productividad media esperada necesitará más horas de formación que la media, *ceteris paribus*. Por tanto, como *proxy* del coste de entrenamiento, se propone usar una media ponderada de la duración del paro registrado, en cada provincia y período; a esta variable le llamamos *udur*.

Por último, el coste de selección —el que más dificultades plantea— se ve presumiblemente influido por el coste de supervisión, que dependerá en última instancia de la información disponible sobre la calidad de los trabajadores. Esa información se supone más costosa de obtener en las grandes ciudades, con lo que la presencia de ETT (intermediarios especializados en ahorrar costes de selección) tendrá allí mayor interés. La misma explicación podría formularse de otro modo: en las provincias donde la población está más concentrada en grandes municipios, es más difícil saber la adecuación del candidato a un determinado puesto de trabajo y se requerirá mayor coste de supervisión

⁷ Más exactamente, *fur* se calcula como la inversa de la raíz cuadrada de la tasa de paro, que es más acorde con la concepción teórica descrita en: García-del-Barrio (2001). En cualquier caso, la raíz cuadrada es una transformación monótona, que no supone ningún cambio sustancial en los resultados.

⁸ El trabajo de Muñoz-Bullón y Rodes (2004) ofrece evidencia de que a mayor la tasa de paro, más fuerte es la tendencia de los individuos a recurrir a ETT. Pero nótese que este resultado es perfectamente conciliable con nuestro enfoque, en el que se postula que el número de contratos realizados por ETT viene determinado en última instancia desde el lado de la demanda de trabajo.

para extraer de él los estándares de productividad requeridos. Por tanto, proponemos aproximar este coste mediante un índice de concentración urbana en cada provincia (la variable *city*)⁹. En todo caso, la evidencia empírica indica que las regiones con mayor concentración urbana presentan también mayor concentración de ETT.

3.2. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS Y FUENTES EMPLEADAS

Como hemos señalado, la variable dependiente, \hat{p}_{it} , se define por el cociente de los contratos formalizados por ETT dividido entre los contratos temporales en su conjunto. El número de *contratos de puesta a disposición* efectuados por ETT, así como el total de los contratos temporales, se ha obtenido del INEM.

En cuanto a las variables explicativas empleadas, también *udur* se ha obtenido del INEM, ponderando cada periodo temporal según el porcentaje del paro registrado que figuraba en las diferentes cohortes temporales (véase ANEXO 1). La información sobre estas variables está disponible con periodicidad anual (que usaremos en el análisis de corte transversal) así como mensual (para la metodología con datos de panel). Por lo que respecta a *fur* se ha elaborado a partir de la Encuesta de Población Activa (EPA), realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

En concreto, los datos de las tasas de desempleo son de periodicidad trimestral y, por tanto, han debido ser transformados. Para el análisis de corte transversal, se ha calculado la media anual de las 4 observaciones trimestrales, para cada provincia y año. En el estudio de datos de panel, la información trimestral ha sido *mensualizada* de acuerdo con la evolución del paro registrado en cada provincia. (El modo de obtener magnitudes mensuales, a partir de datos trimestrales, se detalla en el ANEXO 2). En cuanto a *city* —proporción de la población de cada provincia, que vive en municipios de más de 90.000 habitantes—, por su propia naturaleza no cambia significativamente en todo el período (de enero-1996 a agosto-2000) y se ha contabilizado siempre con el mismo valor.

3.3. ANÁLISIS DE CORTE TRANSVERSAL

En el estudio de corte transversal, se presenta una regresión de cada uno de los años para los que se dispone de datos de todos los meses (es decir: 1996, 1997, 1998 y 1999), empleando las 50 observaciones de las provincias españolas.

En la Tabla 2 se muestran primero las estimaciones del modelo lineal y, en la parte de abajo, las de tipo *Logit*. Como ya dijimos, el carácter probabilístico del problema de elección hace que el modelo *Logit* se presuma *a priori* más acorde con los presupuestos

⁹ Este enfoque podría cuestionarse sobre la base de un razonamiento distinto: si las ETT están en crecimiento, resulta lógico que comiencen a operar con más intensidad en amplios núcleos urbanos. Pero en cualquier caso, una vez admitida la proxy en cuestión, hay que aceptar que la dimensión temporal mensual no resulta crucial, en vista del lento proceso de transformación que experimentan los procesos de migración, hasta poder influir sobre la variable *city*.

teóricos del problema. En cualquier caso, para decidir entre ambos —el modelo *Lineal* y el *Logit*— atenderemos a la diagnosis de los residuos y a la significatividad de los coeficientes. (Nótese que el criterio de comparar el coeficiente de terminación, R^2 , de ambos modelos no sería válido, pues la variable dependiente es distinta en uno y otro caso).

Tabla 2. Estimaciones del análisis de corte transversal

Var. Dependiente: \hat{p}_i	1996	1997	1998	1999
<i>fur</i>	6,7815 *** (3,19)	11,163 *** (5,49)	10,017 *** (4,59)	6,2206 *** (3,77)
<i>udur</i>	0,3828 (0,78)	1,2551 ** (2,35)	1,4705 ** (2,35)	1,3365 ** (2,30)
<i>city</i>	20,853 *** (4,55)	23,873 *** (4,88)	25,841 *** (4,28)	24,755 *** (4,15)
Cons_	-19,819 * (-1,95)	-39,409 *** (-3,75)	-38,328 *** (-3,28)	-28,181 *** (-2,85)
LM (Heteroscedasticidad)	0,3762 [0,540]	1,4499 [0,229]	0,5439 [0,461]	0,0018 [0,966]
White (Heteroscedasticidad)	6,2858 [0,711]	7,1430 [0,622]	5,7566 [0,764]	7,9531 [0,539]
Jarque-Bera (Normalidad)	10,651 [0,005]	12,358 [0,002]	12,979 [0,002]	28,266 [0,000]
F-statistic (zero slopes)	10,454 [0,000]	19,946 [0,000]	15,053 [0,000]	13,015 [0,000]
Suma residual	1000,1	1095,1	1661,2	1633,3
R^2	0,4053	0,5653	0,4953	0,4591
R^2 ajustado	0,3666	0,5370	0,4624	0,4238
N. Obs.	50	50	50	50
Var. Dependiente: $\log\left(\frac{\hat{p}_i}{1-\hat{p}_i}\right)$	1996	1997	1998	1999
<i>fur</i>	1,4119 *** (4,53)	1,4368 *** (7,60)	1,0701 *** (5,61)	0,7530 *** (5,05)
<i>udur</i>	0,1133 (1,57)	0,1913 *** (3,86)	0,1722 *** (3,15)	0,1741 *** (3,32)
<i>city</i>	3,1811 *** (4,73)	2,3971 *** (5,27)	2,1271 *** (4,03)	2,0171 *** (3,75)
Cons_	-8,5852 *** (-5,76)	-8,9732 *** (-9,17)	-7,5789 *** (-7,42)	-6,9101 *** (-7,75)

Var. Dependiente: \hat{p}_i	1996	1997	1998	1999
LM (Heteroscedasticidad)	0,2555 [0,613]	0,1860 [0,666]	1,0350 [0,309]	1,8352 [0,176]
White (Heteroscedasticidad)	3,3212 [0,950]	2,5276 [0,980]	5,1304 [0,823]	7,7373 [0,561]
Jarque-Bera (Normalidad)	2,2732 [0,321]	0,1843 [0,912]	0,9629 [0,618]	0,5255 [0,769]
F-statistic (zero slopes)	14,449 [0,000]	31,520 [0,000]	18,292 [0,000]	16,631 [0,000]
Suma residual	21,571	9,4852	12,703	13,299
R ²	0,4851	0,6727	0,5440	0,5203
R ² ajustado	0,4515	0,6514	0,5142	0,4890
N. Obs.	50	50	50	50

t-statistic entre paréntesis (** significativo al 1%; ** al 5% y * al 10%). P-value entre corchetes.

De acuerdo con nuestra hipótesis, y dado el modo en que se han introducido las variables *proxy*, se espera un signo positivo para los coeficientes estimados de las principales variables explicativas: *fur*, *udur* y *city*¹⁰. De las tres, la única que podría plantear alguna dificultad es la variable *fur*, pues nuestra hipótesis teórica sugiere que la tasa de paro estaría negativamente relacionada con la variable dependiente. Sin embargo, dado que la proxy *fur* se construye situando a la tasa de desempleo en el denominador, el signo esperado del estimador es positivo.

El correcto comportamiento de los residuos, así como el signo y la significatividad de los coeficientes, llevan a decantarnos por el modelo *Logit*, cuyos resultados son más satisfactorios que los de la especificación lineal. (La diagnosis de los residuos del modelo *Lineal* alertaba de problemas de falta de normalidad). El coeficiente R^2 ajustado es muy elevado para un estudio de corte transversal y los signos positivos y significativos de los coeficientes estimados avalan las hipótesis propuestas por la teoría.

¹⁰ En el análisis empírico se pudo desestimar la existencia de multicolinealidad. Si dos o más variables explicativas estuviesen correladas entre sí las estimaciones resultarían ineficientes. Sin embargo, ese riesgo ha sido descartado por medio de dos procedimientos. En primer lugar, se ha observado que al introducir las variables explicativas, de una en una, en la regresión, los correspondientes coeficientes estimados no cambiaban mucho con respecto de aquellos que resultaban al estimar incorporando las tres variables a la vez. En segundo lugar, la matriz de correlaciones entre las variables explicativas del modelo indica que no hay niveles elevados de correlación entre las variables.

En mercados donde existen elevadas tasas de paro (y donde, presumiblemente, los costes de reclutamiento para las empresas usuarias son pequeños) las ETT tienen menor cuota de negocio. Por otra parte, en aquellas provincias en las que la duración media del paro es alta, los trabajadores están más desentrenados y, *ceteris paribus*, el coste de entrenamiento se encarece, haciendo más eficiente la tarea de las ETT y más frecuente el recurso a su intermediación. Por último, en las provincias que tienen elevada concentración de población en los núcleos urbanos, hay evidencia a favor del papel que desempeñan las ETT. Estos resultados, en la medida en que las variables proxy elegidas captan los correspondientes costes mencionados, avalan la tesis de que los costes de reclutamiento, entrenamiento y selección juegan un papel notable en la mayor o menor presencia de contratos con ETT en cada provincia y periodo.

3.4. ANÁLISIS CON DATOS DE PANEL

En la sección anterior hemos visto que la especificación lineal del modelo adolecía de falta de normalidad en los residuos. Por eso, a partir de aquí el análisis de datos de panel va a aplicarse únicamente a la especificación tipo *Logit*.

Los resultados de la sección anterior evidencian la importancia que tiene el ahorro de costes de contratación proporcionado por las ETT. No obstante, en contra de estos resultados podría objetarse que las regresiones se realizaron contando con tan solo 50 observaciones, una para cada provincia. Además, y esto es importante, los resultados de corte transversal no tienen en cuenta la posible influencia del elemento inobservable de heterogeneidad individual, que pudiera estar incidiendo en el grado de presencia de ETT en cada provincia. Estas consideraciones aconsejan completar el estudio empírico con metodología de datos de panel.

A partir de información mensual, hemos elaborado un panel de 2800 observaciones: 50 provincias y 56 periodos. (El panel comprende los meses en los que se produjo el crecimiento y consolidación del sector de las ETT, desde enero-1996 hasta agosto-2000). La amplitud de la base de datos permite beneficiarse, por una parte, de las propiedades estadísticas de las grandes muestras y, por otra, tiene en cuenta la presumible influencia del componente de heterogeneidad individual al que se ha aludido antes. En la primera columna de la Tabla 3 se muestran los resultados de estimar por OLS el modelo *pooled* en su especificación estática, a partir de las 2800 observaciones disponibles. El control de los periodos temporales se ha realizado mediante 4 variables *dummy*, para los años, y otras 11 correspondientes a los meses (enero de 1996 es el periodo de referencia).

Tabla 3. Estimaciones mediante OLS del modelo *pooled*

$$\log\left(\frac{p_{it}}{1-p_{it}}\right) = \alpha_0 + [\alpha_1 \cdot \text{loddlag}_{it-1}] + \alpha_2 \cdot \text{fur}_{it} + \alpha_3 \cdot \text{udur}_{it} + \alpha_4 \cdot \text{city}_i + \sum_{t=97}^{100} \sigma_t \cdot D_t + \sum_{m=2}^{12} \sigma_m \cdot M_m + \varepsilon_{it}$$

	(1) OLS	t-statistic	(2) OLS	t-statistic
loddlag			0,853 ***	(93,2)
fur	7,691 ***	(27,9)	1,237 ***	(8,26)
udur	0,141 ***	(11,4)	0,024 ***	(4,00)
city	0,025 ***	(27,8)	0,003 ***	(6,68)
1997	0,546 ***	(13,9)	0,036 *	(1,84)
1998	0,734 ***	(18,6)	0,049 **	(2,40)
1999	0,571 ***	(14,0)	-0,006	(-0,33)
2000	0,469 ***	(9,82)	-0,011	(-0,47)
febrero	-0,020	(-0,34)	0,151 ***	(4,87)
marzo	0,110 *	(1,82)	0,319 ***	(10,2)
abril	0,151 **	(2,49)	0,253 ***	(8,14)
mayo	0,180 ***	(2,95)	0,261 ***	(8,34)
junio	0,217 ***	(3,55)	0,243 ***	(7,78)
julio	0,093	(1,53)	0,078 **	(2,50)
agosto	0,254 ***	(4,14)	0,334 ***	(10,6)
septiembre	0,232 ***	(3,58)	0,073 **	(2,21)
octubre	0,072	(1,12)	0,008	(0,26)
noviembre	0,276 ***	(4,28)	0,325 ***	(9,85)
diciembre	0,407 ***	(6,29)	0,325 ***	(9,86)
Cons_	-6,994 ***	(-43,7)	-1,177 ***	(-11,8)
F-statistic	137,7 ***	[0,000]	985,1 ***	[0,000]
R²	0,471		0,872	
R² Ajustado	0,467		0,871	
N. Obs.	2.800		2.750	

t-statistic entre paréntesis (***) significativo al 1%; ** al 5% y * al 10%). P-value entre corchetes.

Puede apreciarse que las estimaciones del primer modelo, columna (1), refrendan las conclusiones obtenidas en el análisis de corte transversal. No obstante, antes de extraer conclusiones, es preciso descartar que haya problemas en la diagnosis de los residuos.

El análisis de datos de panel, al incorporar la dimensión temporal, permite estudiar el comportamiento de los residuos también en lo relativo a la posible correlación serial. Los correspondientes *test* de hipótesis alertan de que el modelo (1) presenta problemas de heteroscedasticidad y de autocorrelación. (La heteroscedasticidad provoca ineficiencia en los estimadores OLS; más alarmante es la correlación serial, pues además de ineficiencia, puede hacer que los estimadores no sean insesgados).

De una parte, el *test* de *Cook-Weisberg* lleva a que se rechazase la hipótesis nula de homocedasticidad¹¹. De otra parte, el modelo estimado presenta una fuerte correlación serial, que podría estar en la raíz de otros problemas. Para contrastar la existencia de autocorrelación, se ha realizado el *test* de *Breusch-Godfrey* que, entre otras cosas, permite contrastar autocorrelación de orden superior a uno y cuyas propiedades no se modifican cuando se incluyen como regresores retardos de algunas variables. (Nótese que el tradicional *test* de *Durbin-Watson* no es válido si la hipótesis alternativa incluye especificaciones más generales que la del modelo autorregresivo de primer orden; ni tampoco cuando el modelo incluye retardos).

El contraste de *Breusch-Godfrey* se obtiene estimando una regresión de los residuos del modelo sobre sucesivos retardos de esos residuos, así como sobre las variables explicativas del modelo original. Si el coeficiente de determinación de esa regresión es muy elevado, significa que los residuos actuales dependen mucho de los pasados, indicando la presencia de autocorrelación¹². De acuerdo con este *test*, no se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación si el producto de multiplicar el número de observaciones por el coeficiente de determinación (es decir, $N \cdot T \cdot R^2$) es menor que el valor crítico correspondiente¹³.

La existencia de correlación serial de primer orden, en los residuos del modelo presentado en la primera columna de la Tabla 3, es más que manifiesta¹⁴. El coeficiente

¹¹ El valor del estadístico, que sigue una distribución *chi-cuadrado* de un grado de libertad, es 164,20; y, dado que dicho estadístico es superior al valor crítico correspondiente (3,8 al 95% de nivel de confianza; 6,6 para el 99%), se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad. Este contraste es el propuesto por Cook y Weisberg (1983).

¹² Concretamente, este contraste propone que se compare $N \cdot T \cdot R^2$ con las tablas de una distribución *chi-cuadrado* de tantos grados de libertad como retardos de los residuos se hayan introducido en la regresión. Las propiedades de este *test*, en la versión propuesta para el análisis de series temporales, pueden encontrarse en Novales (1997). En estudios aplicados con datos de panel, es frecuente que se omita cualquier referencia a la correlación serial. Sin embargo, el procedimiento que seguimos tiene un gran paralelismo con uno de los *test* (para contrastar correlación serial en datos de panel) descritos por Baltagi (2001), p. 90. En todo caso, dado que el contraste de Breusch-Godfrey no está definido de modo preciso en la literatura de datos de panel, los resultados que se obtengan se valorarán sin ceñirse estrictamente al criterio señalado.

¹³ Para el 95% de nivel de confianza, ese valor crítico es 3,84 en el caso de un solo retardo de los residuos; 5,99 cuando se introducen dos; 7,81 con tres retardos y 9,48 para contrastar un proceso AR (4).

¹⁴ De acuerdo con el *test* de Breusch-Godfrey, se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación siempre que el producto $N \cdot T \cdot R^2$ sea mayor al valor crítico de la distribución 'chi-cuadrado', de tantos grados

de determinación de la regresión correspondiente a los residuos del modelo es 0,72 y, por tanto, es evidente que el producto del número de observaciones por dicho coeficiente excede en mucho al valor crítico para un grado de libertad, que —al 95% de nivel de confianza— es 3,84.

La existencia de correlación serial de orden uno descalifica la validez de los contrastes de hipótesis sobre la significatividad de los estimadores y reclama que el modelo se estime en su especificación dinámica, incorporando como regresor un retardo de la variable dependiente. El problema de autocorrelación podría corregirse alternativamente incorporando una estructura autorregresiva en los residuos. Sin embargo, esta solución, que se ensayó como tentativa, fue desestimada por ser menos satisfactoria especialmente atendiendo a la lógica económica.

En cambio, la interpretación e implicaciones de adoptar una especificación dinámica son más acordes con la naturaleza de nuestro modelo, en el que el valor de la variable dependiente en un periodo estaría influenciado por el que tenía en el período precedente. En efecto, parece razonable adoptar una especificación dinámica, pues la proporción de contratación temporal que se formaliza a través de las ETT depende del valor que presentaba ese porcentaje en el periodo anterior. La especificación dinámica del modelo responde a la idea de que el valor de la variable dependiente en un período está condicionada por el que tenía en el período precedente¹⁵; es decir, guarda una fuerte relación con su trayectoria en el pasado. De ahí que vaya a incluirse, como variable explicativa, la variable dependiente retardada un periodo. Mediante el procedimiento de incorporar este nuevo regresor, que se designará por *loddlag*, se espera corregir la correlación serial que podría estar originada en una incorrecta especificación funcional.

Los resultados del modelo *pooled* en su versión dinámica se muestran en la columna (2) de la Tabla 3 y son muy satisfactorios: el coeficiente de determinación es elevado y los coeficientes estimados son significativos. Pero además, la regresión de los residuos sugerida por el contraste de *Breusch-Godfrey* presenta un coeficiente de bondad de ajuste mucho menor que el equivalente para la versión estática del modelo, por lo que se puede afirmar que esta especificación ha corregido notablemente la correlación serial. Sin embargo, aún no se puede conceder un valor definitivo a esos resultados, ya que el *test* de *Cook-Weisberg* indica nuevamente que la varianza no es constante.

de libertad como retardos de los residuos se hayan incluido de regresores. Como hay correlación serial de orden 1, no se ha visto necesario mostrar los resultados de contrastar autocorrelación de orden superior.

¹⁵ El que se introduzca uno o más retardos de la variable dependiente o se use la observación del mes precedente o la del trimestre o año anterior, responde a la naturaleza de los datos (mensuales, anuales, etc.). Aquí se ha optado por introducir un solo retardo: el valor de la variable dependiente en el mes anterior. Otras alternativas arrojaban resultados menos satisfactorios respecto de los estimadores y, especialmente, la diagnosis de los residuos.

(En concreto, el valor del estadístico correspondiente es 623,34; muy superior al valor crítico de la *chi*-cuadrado con 1 grado de libertad; con lo que debe rechazarse la hipótesis nula de homocedasticidad).

Entonces, para corregir simultáneamente heteroscedasticidad y correlación serial, se ha estimado mediante GLS el modelo en su versión dinámica, tal como recoge la Tabla 4¹⁶. La estimación por GLS, que transforma la matriz de varianzas y covarianzas del modo adecuado, permite despreocuparse de la heteroscedasticidad. En cuanto a la correlación serial, el contraste de *Breusch-Godfrey* constata que ya no tiene la entidad que presentaba para la especificación no dinámica¹⁷. Por tanto, estos últimos resultados van a aceptarse como válidos. En la columna (2) de esa misma tabla se recogen las estimaciones del modelo de efectos aleatorios, que tiene en cuenta el posible influjo del componente de heterogeneidad individual.

Los signos y la significatividad de los coeficientes estimados (para las principales variables: *fur*, *udur* y *city*) del modelo (1) de la Tabla 4, ofrecen evidencia a favor de las tesis postuladas en el capítulo teórico y refrendadas con el estudio de corte transversal. En concreto, las ETT tienen más éxito —es decir, formalizan mayor porcentaje de contratos temporales— en aquellos mercados y períodos que presentan bajas tasas de desempleo, con mayor duración media de desempleo y en las provincias donde hay mayor proporción de población concentrada en grandes ciudades.

A la luz de los argumentos señalados, los resultados indicarían respectivamente que los costes de reclutamiento, entrenamiento y selección, serían más elevados en los mercados de trabajo que presentan esas características. De ahí que sea en esos lugares donde la tarea de intermediación de las ETT habría resultado ser más necesaria.

Por su parte, la variable dependiente retardada se revela determinante. El coeficiente estimado para esta variable es muy significativo y positivo. Esto indica que la especificación dinámica del modelo es la correcta y que sus resultados pueden considerarse definitivos. En cuanto a los signos de los demás coeficientes (los correspondientes a las *dummies* temporales) son positivos y significativos en casi todos los casos, indicando que el negocio de las ETT experimentó una expansión a lo largo del período considerado.

¹⁶ La estimación por GLS es apropiada en presencia de heteroscedasticidad, mientras que la especificación dinámica se prescribe para atenuar la autocorrelación. En las estimaciones por GLS se va a contar también con que los paneles pueden estar correlados entre sí.

¹⁷ El R^2 de la regresión de los residuos del modelo dinámico es $R^2 = 0,1154$ frente al $R^2 = 0,7862$ anterior.

Tabla 4. Estimaciones GLS del modelo *pooled* y del de efectos aleatorios

$$\log\left(\frac{p_{it}}{1-p_{it}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot loddlag_{it-1} + \alpha_2 \cdot fur_{it} + \alpha_3 \cdot udur_{it} + \alpha_4 \cdot city_i + \sum_{i=97}^{00} \sigma_i \cdot D_i + \sum_{m=2}^{12} \sigma_m \cdot M_m + [\gamma_i] + \varepsilon_{it}$$

	FGLS pooled		EC2SLS efectos aleatorios	
	(1) coeficiente	<i>z</i> -statistic	(2) coeficiente	<i>z</i> -statistic
<i>loddlag</i> [†]	0,862 ***	(188,1)	0,804 ***	(46,8)
<i>fur</i>	1,119 ***	(25,7)	1,557 ***	(8,40)
<i>udur</i>	0,023 ***	(20,0)	0,029 ***	(4,57)
<i>city</i>	0,003 ***	(24,5)	0,004 ***	(7,48)
1997	0,040 ***	(4,41)	0,044 **	(2,08)
1998	0,052 ***	(5,38)	0,068 ***	(2,91)
1999	-0,008	(-0,89)	0,005	(0,26)
2000	-0,008	(-0,76)	-0,006	(-0,27)
febrero	0,160 ***	(11,6)	0,175 ***	(5,43)
marzo	0,319 ***	(23,1)	0,299 ***	(9,59)
abril	0,260 ***	(18,93)	0,240 ***	(7,75)
mayo	0,268 ***	(19,52)	0,249 ***	(8,02)
junio	0,251 ***	(18,3)	0,235 ***	(7,58)
julio	0,087 ***	(6,35)	0,072 **	(2,34)
agosto	0,344 ***	(25,0)	0,322 ***	(10,3)
septiembre	0,083 ***	(5,68)	0,073 **	(2,24)
octubre	0,022	(1,51)	0,002	(0,08)
noviembre	0,326 ***	(22,3)	0,312 ***	(9,54)
diciembre	0,330 ***	(22,6)	0,319 ***	(9,81)
Cons_	-1,118 ***	(-35,3)	-1,457 ***	(-10,4)
Wald chi2 (19)	392.761 ***	[0,000]	11.608,9 ***	[0,000]
Log Likelihood	1297,2			
<i>R</i> ² : within			0,585	
between			0,991	
overall			0,870	
Var. Instrum.	no		si	
N. grupos	50		50	
N. periodos	55		54	
N. Obs.	2.750		2.700	

[†] La variable *loddlag* ha sido instrumentada en el modelo (2), usando como instrumentos: *fur*, *udur*, *city*, variables ‘dummy’ de años y meses, y la primera diferencia de *loddlag* (denominada: *lodd1lag*). *z*-statistic entre paréntesis (***) significativo al 1%; ** al 5% y * al 10%). *P*-value entre corchetes.

Nótese que estos resultados proceden de una estimación que emplea 2750 observaciones. De ahí que las propiedades estadísticas de las estimaciones sean mucho más fiables que las que se obtuvieron en el análisis de corte transversal (derivadas a partir de tan solo 50 observaciones).

Además, se ha constatado que el modelo tiene un marcado carácter dinámico, en el sentido de que existe una fuerte inercia de la variable dependiente a mantener el nivel que tenía en el periodo precedente. Sin embargo, aún no se ha explotado convenientemente toda la información contenida en los datos; información que podría extraerse aplicando el modelo de *efectos fijos* o el modelo de *efectos aleatorios*. Ambos modelos permiten aislar el influjo que sobre la variable dependiente estuviera ejerciendo la peculiaridad de cada provincia. De este modo, se lograría depurar el hipotético componente de heterogeneidad individual que pudiera estar en la raíz de la disparidad regional existente en España¹⁸.

Las estimaciones del modelo de efectos aleatorios se recogen en la tercera columna de la Tabla 4. En presencia de elementos de heterogeneidad individual, no se van a mostrar los resultados de estimar el modelo en su versión estática, pues ya se vio que esa especificación no era adecuada y tenía problemas de autocorrelación. Por otra parte, de entre el modelo de efectos fijos y el de efectos aleatorios, se ha optado por el segundo dado que no fue posible encontrar un buen instrumento para el retardo de la variable dependiente (*loddlag*) en el caso de emplear el modelo de efectos fijos.

Nótese que, en presencia de componentes de heterogeneidad individual, no debe aplicarse directamente una especificación dinámica, puesto que surgirían problemas de correlación entre los regresores. Dado que el elemento individual de heterogeneidad no cambia en los distintos periodos, introducir un retardo de la variable dependiente como regresor provocaría irremisiblemente un problema de multicolinealidad. En la práctica, para experimentar con especificaciones dinámicas del modelo, y evitar a la vez la multicolinealidad, se recurre al procedimiento de instrumentar la variable dependiente retardada (*loddlag*). Para ello, es preciso buscar variables instrumentales que estén muy correladas con *loddlag*, pero que no lo estén con el elemento de heterogeneidad individual. Finalmente, se va a instrumentar *loddlag* con el valor de su tasa de cambio respecto del periodo anterior: *lodd1lag*. (El número de observaciones es ahora 2-00, ya que se han perdido 50 observaciones para obtener el incremento de la variable dependiente de un período a otro, y otras 50 al emplear un retardo de dicha variable como regresor).

En la columna (2) de la Tabla 4 se presentan las estimaciones del modelo dinámico de efectos aleatorios. Los resultados son altamente satisfactorios. Por un lado, todos los coeficientes estimados son significativos (con la excepción de la *dummy* de octubre

¹⁸ La presencia de un componente inobservable de heterogeneidad individual —diferente para cada provincia—, puede introducirse en el análisis adoptando un modelo de efectos fijos o de efectos aleatorios. El primero, estima el modelo una vez que se ha depurado el elemento de heterogeneidad individual (efecto fijo, en este caso) sustrayendo la media del panel, para cada variable. Por su parte, los estimadores de efectos aleatorios aplican GLS y consideran a los componentes de heterogeneidad individual como variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas por paneles. Sobre la naturaleza y características de estos modelos: Cf. Hsiao (1986); o bien: Baltagi (2001).

y la de los años 1999 y 2000). Además, el recurso a variables instrumentales —con el fin de introducir dinamismo sin provocar correlación entre los regresores y la perturbación— ha resultado satisfactorio, en la medida en que el correspondiente coeficiente estimado ha resultado ser significativo¹⁹. En relación con la diagnosis de los residuos, hay que señalar que no existe la fuerte correlación serial que aparecía en la especificación no dinámica.²⁰ Además, estos resultados son coincidentes con las estimaciones de corte transversal y con las obtenidas mediante GLS para el modelo dinámico sin componentes de heterogeneidad individual.

En definitiva, se puede afirmar que las conclusiones anteriores son válidas incluso después de haber depurado las distorsiones que pudieran derivarse de la existencia de elementos de heterogeneidad individual asociados a las peculiaridades de cada provincia.

4. CONCLUSIONES

El trabajo temporal ha ido imponiéndose y caracteriza la realidad del mercado de trabajo español. La industria de las ETT, viene representado en los últimos años alrededor del 15% de la contratación temporal en España. Aún más significativas son las enormes diferencias que existen entre las provincias españolas, lo cual reclama una explicación.

En este trabajo se ha descrito el modo en que operan las ETT, para posteriormente llevar a cabo un examen empírico de las hipótesis teóricas. El análisis econométrico parece indicar que los costes fijos de contratación directa son un elemento muy relevante a la hora de explicar las discrepancias provinciales en el recurso a las ETT en España.

Los argumentos teóricos se han contrastado mediante el recurso a variables *proxy*, y las estimaciones se han realizado tanto con análisis de corte transversal como aplicando la metodología de datos de panel. Concretamente, se han examinado tres elementos del coste de contratación: el coste de reclutamiento, el de entrenamiento y el de selección. Estos componentes del coste fijo de contratación han sido evaluados, respectivamente, mediante las variables: *fur* (inversa de la raíz cuadrada de la tasa de desempleo), *udur* (índice de duración del paro registrado) y *city* (índice de concentración urbana).

La evidencia empírica es muy consistente a lo largo de todo el análisis y confirma que los contratos de las ETT son más numerosos, respecto de la contratación temporal en su conjunto, en presencia de bajas tasas de desempleo, conforme la duración media del paro registrado es mayor y en las provincias donde la población se concentra en grandes núcleos urbanos. Aun cuando caben otras explicaciones, en este artículo se ha defendido la tesis de que dicha evidencia empírica estaría ligada, respectivamente, al ahorro de costes de reclutamiento, entrenamiento y selección.

¹⁹ En la estimación del modelo de 'efectos aleatorios' se ha optado por el estimador GLS propuesto por Baltagi (ec2sls) en lugar de aquél derivado por Balestra y Varadharajan-Krishnakumar (g2sls). Para detalles técnicos sobre las diferencias entre ambos estimadores, Cf. STATA versión 7.0 (2001), pp. 367-368 y 375-376. (ths1lag) es un buen instrumento para el modelo de efectos aleatorios, pero se ha demostrado inadecuado en el de efectos fijos.

²⁰ Eso se contrasta aplicando el test de *Breusch-Godfrey*. El coeficiente de determinación es 0,043 con un retardo del residuo; y ronda ese mismo valor cuando se van introduciendo 2, 3 y 4 retardos.

ANEXO 1

Elaboración del índice de duración del desempleo: *udur*

El INEM proporciona información sobre la duración del paro registrado. Concretamente, se puede disponer del número de individuos que están inscritos en el desempleo durante periodos de tiempo agrupados de tres en tres meses. (Es decir: número de parados que llevan menos de 3 meses, entre 3 y 6 meses, etc. La penúltima cohorte temporal agrupa a los que llevan entre 21 y 24 meses y la última a los que están en esa situación desde hace más de 2 años. En total hay 9 intervalos temporales). Esta información está disponible por provincias y actualizada de acuerdo con la información recogida cada mes.

El modo de obtener el valor de la variable *udur* es inmediato, aunque laborioso. Primero se calcula el porcentaje de los parados que se encuentra en cada intervalo temporal con respecto al total de los individuos parados en ese mes. Posteriormente, ese porcentaje se utiliza como coeficiente para ponderar el peso relativo de cada categoría temporal. En términos formales, ese índice puede expresarse así:

$$udur_{it} = \sum_{j=1}^9 \tau_j \cdot a_{it}^j, \text{ siendo } \tau_j \text{ el tiempo del intervalo 'j', } \forall j = 1 \dots 9$$

Y donde a_{it}^j representa el coeficiente de ponderación de cada intervalo.

Este último coeficiente varía para cada provincia y mes considerado. Por su parte, de modo arbitrario, se ha evaluado el tiempo que una persona pasa en el desempleo usando el extremo inferior del intervalo temporal correspondiente. (Es decir, si el período era de 12 a 15 meses, se introdujo en la fórmula el valor 12). Entonces, la expresión anterior resulta ser equivalente a:

$$1 \cdot a_{it}^1 + 3 \cdot a_{it}^2 + 6 \cdot a_{it}^3 + 9 \cdot a_{it}^4 + 12 \cdot a_{it}^5 + 15 \cdot a_{it}^6 + 18 \cdot a_{it}^7 + 21 \cdot a_{it}^8 + 24 \cdot a_{it}^9$$

ANEXO 2

Obtención de datos mensuales para la inversa de la tasa de paro: *fur*

Los datos trimestrales de la tasa de desempleo, según la EPA, se han transformado en mensuales mediante un procedimiento más sofisticado que la simple interpolación. En concreto, se ha ponderado la tasa de desempleo EPA de acuerdo con la evolución de los datos mensuales del paro registrado en el INEM. La fórmula correspondiente se acomoda a los distintos trimestres. Para *mensualizar* los datos de los meses enero, febrero y marzo, tendríamos:

$$UR_{EPA}^i = \frac{PR^i}{PR^1 + PR^2 + PR^3} \cdot UR_{EPA}^I = \frac{3 \cdot PR^i}{\sum_{m=1}^3 PR^m} \cdot UR_{EPA}^I \quad \forall i = 1 \dots 3$$

Siendo UR^I la tasa de paro EPA del primer trimestre; y PR^i la tasa de paro registrado INEM del mes 'i'. Para calcular las magnitudes correspondientes a los meses del segundo trimestre, la expresión anterior sufriría ciertas modificaciones:

$$UR_{EPA}^i = \frac{PR^i}{PR^4 + PR^5 + PR^6} \cdot UR_{EPA}^{II} = \frac{3 \cdot PR^i}{\sum_{m=4}^6 PR^m} \cdot UR_{EPA}^{II} \quad \forall i = 4 \dots 6$$

Y de modo semejante se procedería para calcular los meses correspondientes al tercer y cuarto trimestre. Con este método se logra evaluar los niveles de desempleo según la EPA, que es la mejor medida disponible, pues procede de encuestas periódicas.

ANEXO 3. Industria de las ETT en España por provincias

	Número de contratos de puesta a disposición				% sobre la contratación temporal			
	1996	1997	1998	1999	1996	1997	1998	1999
Almería	2.432	5.647	6.747	8.686	2,05	4,16	4,38	4,91
Cádiz	10.105	15.163	43.543	46.922	3,52	5,11	12,41	11,65
Córdoba	4.208	8.602	9.717	9.434	1,36	2,42	2,59	2,42
Granada	6.709	11.706	17.644	15.609	4,95	8,07	10,01	7,85
Huelva	4.070	6.939	6.638	7.141	2,19	3,48	3,05	2,69
Jaén	1.593	4.394	5.656	6.545	0,65	1,49	1,81	2,12
Málaga	16.186	35.101	38.939	40.819	6,18	11,71	11,41	10,30
Sevilla	22.941	37.443	49.317	52.588	4,59	6,71	7,76	7,30
Huesca	1.791	3.933	5.219	5.405	5,41	10,79	13,41	11,68
Teruel	1.374	1.549	1.812	1.478	7,95	8,31	9,55	7,12
Zaragoza	20.737	34.317	44.094	48.481	12,81	17,74	20,18	18,82
Asturias	8.564	14.769	21.189	26.178	5,30	8,03	10,41	11,03
Baleares	12.131	21.882	29.321	30.648	5,52	9,13	10,50	9,33
Las Palmas	20.763	33.764	34.957	35.134	9,90	13,69	13,64	11,53
Tenerife	9.088	16.349	19.996	24.846	6,02	9,84	11,25	11,40
Cantabria	7.992	11.616	17.645	21.459	9,31	11,65	15,61	16,23
Albacete	1.535	2.829	5.314	5.238	2,68	4,69	7,71	6,78
Ciudad Real	1.291	2.464	3.817	3.612	1,44	2,56	3,67	3,21
Cuenca	1.200	1.936	2.688	3.791	4,84	7,28	9,85	12,11
Guadalajara	5.256	9.593	12.563	15.268	21,05	30,54	36,59	36,66
Toledo	2.401	4.119	7.829	11.303	3,21	5,05	8,92	10,93
Avila	104	1.560	1.711	1.633	0,55	7,49	7,73	6,73
Burgos	13.606	17.055	21.308	21.955	22,83	24,77	29,10	25,60
León	6.566	10.640	12.720	13.774	9,77	14,66	16,36	15,76
Palencia	4.274	5.133	6.267	6.370	16,29	16,98	19,86	17,87
Salamanca	2.691	6.270	9.318	15.298	5,76	11,68	16,73	22,51
Segovia	2.418	4.778	4.999	5.374	11,44	19,71	18,39	17,77
Soria	1.963	3.280	3.493	3.625	10,82	16,25	15,73	14,76
Valladolid	9.114	17.382	25.018	25.668	11,39	18,20	22,12	20,36
Zamora	633	2.190	3.482	4.078	2,79	9,16	13,10	14,34
Barcelona	196.060	306.383	402.267	425.890	19,81	26,76	31,71	28,88
Girona	15.138	26.044	31.705	34.024	12,69	19,42	21,58	20,34
Lleida	4.529	9.022	12.248	11.829	7,08	12,31	15,08	12,43
Tarragona	12.300	22.852	30.398	31.232	10,30	15,45	20,26	17,38
Alicante	11.094	21.125	33.289	36.594	4,60	7,99	11,28	10,53
Castellón	6.382	11.592	14.425	12.386	6,81	10,95	12,49	9,23
Valencia	35.214	58.548	91.357	102.312	7,84	11,76	16,16	15,18
Badajoz	5.283	8.364	13.210	10.825	2,56	3,85	5,52	4,20
Cáceres	2.313	3.274	6.796	7.611	2,25	3,26	6,08	6,14

	Número de contratos de puesta a disposición				% sobre la contratación temporal			
	1996	1997	1998	1999	1996	1997	1998	1999
La Coruña	11.899	24.889	36.424	37.043	7,15	13,31	17,54	15,24
Lugo	2.830	5.300	7.813	11.524	6,40	11,08	15,77	17,87
Orense	2.091	4.418	6.403	5.615	5,99	11,86	16,45	13,28
Pontevedra	14.149	23.918	31.790	29.973	8,74	12,32	14,56	11,77
Madrid	170.198	247.769	337.709	395.042	17,36	22,35	27,79	27,56
Murcia	18.014	32.745	61.009	101.042	7,83	11,84	19,60	25,47
Navarra	17.753	28.478	39.325	36.171	16,69	23,82	30,70	23,13
Alava	12.469	20.607	25.502	28.183	17,17	24,65	29,14	29,03
Guipúzcoa	19.353	28.537	31.052	34.331	16,52	18,84	20,81	18,88
Vizcaya	41.313	60.363	77.154	74.305	19,92	24,77	27,46	23,10
Rioja, la	6.473	11.825	15.218	17.295	13,58	20,23	23,52	22,20
Total Nacional	808.591	1.309.021	1.778.055	1.962.770	9,76	13,95	17,13	16,33

Fuentes: “Anuario de Estadísticas Laborales” y “Boletín de Estadísticas Laborales”: Instituto Nacional de Empleo (INEM) y Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (MTAS); “Estadística de Empresas de Trabajo Temporal”: Ministerio de Empleo y Seguridad Social.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alba-Ramirez, A. & C. Alonso-Borrego (1997). Tipo de contrato y empleo en el ciclo económico, 1987-1996. *Papeles de Economía Española*, 72, 231-249.
- Albert, S. & P. García Ruiz (1995). Temporalidad y segmentación en el mercado de trabajo. El papel de las empresas de empleo temporal. *Actualidad Financiera*, 7, Febrero, 13-17.
- Amuedo-Dorantes, C., M.A. Malo, F. Muñoz-Bullon (2008). The Role of Temporary Help Agency Employment on Temp-to-Perm Transitions. *Journal of Labor Research*, 29 (2), 138-61.
- Arranz, José, Carlos García-Serrano & Luis Toharia (2010). The Influence of Temporary Employment on Unemployment Exits in a Competing Risks Framework. *Journal of Labor Research*, 31 (1), 67-90.
- Autor, D.H. (2001). Why Do Temporary Help Firms Provide Free General Skills Training? *The Quarterly Journal of Economics*, 116 (4), 1409-1448.
- Baltagi, B. H. (2001). *Econometric Analysis of Panel Data*. Segunda edición. West Sussex, Inglaterra: John Wiley & Sons.
- Bentolila, S. & J. Dolado (1994). Labour Flexibility and Wages: Lessons from Spain. *Economic Policy*, April, 54-99.
- Blank, R.M. (1998). Contingent Work in a Changing labor Market. En R.B. Freeman y P. Gottschalk (eds.), *Generating Jobs. How to Increase Demand for Less-Skilled Workers* (pp. ———). Nueva York: Russell Sage Foundation.
- Böheim, R. & Zweimüller, M. (2013). The Employment of Temporary Agency Workers in the UK: For or Against the Trade Unions? *Economica*, 80, 65-95.
- Burgess, J., Connell, J. & R. Green (2005). The Temporary Agency Work Sector in Australia and Ireland: Modest, Growing and Under-recorded. *Economic and Labour Relations Review*, 15 (2), 199-211.

- Cook, R. & S. Weisberg (1983). Diagnostics for heteroscedasticity in regression. *Biometrika*, 38, 159-178.
- Dolado, J.J., C. García-Serrano & J.F. Jimeno (2002). Drawing Lessons from the Boom of Temporary Jobs in Spain. *Economic Journal*, 112, F270-95.
- Forde, C. (2001). Temporary Arrangements: the Activities of Employment Agencies in the UK”, *Work, Employment & Society*, 15 (3), 631-644.
- García-Pérez, J.I. & F. Muñoz-Bullón (2005). Temporary Help Agencies and Occupational Mobility. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, 163-180.
- García-del-Barrio, P. & M. Cardenal-Carro (2000). El éxito de las empresas de trabajo temporal. Una revisión de la literatura económica. *Documentación Laboral*, 61, 39-69.
- García-del-Barrio, P. (2001). The Temporary Help Services Industry in Spain. *Economía e Lavoro*, 35 (3), pp. 93-120.
- Golden, L. (1996). The Expansion of temporary Help Employment in the U.S., 1982-1992: A Test of Alternative Economic Explanations. *Applied Economics*, 28, 473-493.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46, 1251-1271.
- Hirsch, B. & S. Mueller (2012). The Productivity Effect of Temporary Agency Work: Evidence from German Panel Data. *Economic Journal*, 122 (562), F216-F235.
- Houseman, S.N., A.L. Kalleberg & G.A. Erickcek (2003). The Role of Temporary Agency Employment in Tight Labor Markets. *Industrial and Labor Relations Review*, 57 (1), 105-27.
- Hsiao, C. (1986). *Analysis of Panel Data*. Nueva York: Cambridge University Press.
- Laird, K. & N. Williams (1996). Employment Growth in the Temporary Help Supply Industry. *Journal of Labor Research*, Fall; 663-681.
- McCormick, B. (1990). A Theory of Signalling During Job search, Employment Efficiency, and ‘Stigmatised’ Jobs. *Review of Economic Studies*, 57, 299-313.
- McCormick, B. & S. Sheppard (1992). A model of regional contraction and Unemployment. *The Economic Journal*, 102, 366-377.
- Muñoz Bullón, F. (1999). Análisis económico y empresas de trabajo temporal. *Documentación Laboral*, 60, 39-75.
- Muñoz Bullón, F. (2004). Empresas de trabajo temporal y formación: la Reforma Laboral de 1994. *Revista de Economía Aplicada*, 12 (34), 141-56.
- Muñoz Bullón, F. & E.C. Rodes (2004). Temporalidad y señalización en el mercado de trabajo: el papel de las empresas de trabajo temporal. *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa*, 18, 35-67.
- Neugart, M. & D. Storrie (2006). The Emergence of Temporary Work Agencies. *Oxford Economic Papers*, 58 (1), pp. 137-56.
- Novales, A. (1997). *Econometría*. Segunda edición. Madrid: McGraw-Hill.
- Oi, W. Y. (1962). Labor as a Quasi-Fixed Factor. *Journal of Political Economy*, 70, pp. 538-555.
- Segal, L. M. & D. G. Sullivan (1997). The Growth of Temporary Services Work. *Journal of Economic Perspectives*, 11 (2), pp. 117-136.
- Segura, J. (2001). La reforma del mercado de trabajo español: un panorama. *Revista de Economía Aplicada*, 9 (25), pp. 157-90.
- Shimizu, N. (2009). Career Formation and Utilization of Temporary Agency Workers. *Japan Labor Review*, 6 (4), pp. 72-92.

Documento recibido el 4 de marzo de 2013
y aprobado el 5 de julio de 2013.