

# **1. Dualidad laboral y déficit de formación ocupacional: Evidencia sobre España con datos de PIAAC**

*Antonio Cabrales; Juan J. Doblado y Ricardo Mora*

Dpto. de Economía, Universidad Carlos III de Madrid

# 1. DUALIDAD LABORAL Y DÉFICIT DE FORMACIÓN OCUPACIONAL: EVIDENCIA SOBRE ESPAÑA CON DATOS DE PIAAC

**Antonio Cabrales, Juan J. Dolado y Ricardo Mora**

Dpto. de Economía, Universidad Carlos III de Madrid

## RESUMEN

En este trabajo se utiliza la información disponible para España, en las pruebas PIAAC, con el fin de documentar cómo la excesiva dualidad en el mercado laboral de nuestro país da lugar a una menor inversión, por parte de las empresas, en la formación ocupacional de los trabajadores con contratos temporales. Además, se encuentra evidencia de que una menor acumulación de capital humano específico tiene un impacto negativo sobre las capacidades cognitivas de este tipo de trabajadores en relación a aquellos que tienen contratos indefinidos.

## Palabras clave

Dualidad laboral, productividad total de los factores, formación ocupacional, capacidades cognitivas.

## INTRODUCCIÓN

Entre las características más relevantes de la economía española desde mediados de los noventa, destacan las dos siguientes: (1) la fuerte segmentación del mercado laboral causada por una legislación de protección al empleo (LPE) que ha venido incentivando el uso masivo de la contratación temporal, especialmente a través de los contratos de duración determinada, y

(ii) la fuerte reducción de la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores (PTF), variable que refleja el avance tecnológico derivado del esfuerzo inversor en I+D+i y el nivel de la cualificación de empresarios y trabajadores.

El origen de la primera característica se remonta a mediados de los ochenta cuando, para combatir el fuerte incremento de la tasa de paro a causa del efecto retardado de las crisis del petróleo y el subsiguiente proceso de reindustrialización, en 1984 se aprobó una reforma radical del mercado de trabajo. Dicha reforma permitió el uso indiscriminado de la contratación temporal (con reducidos o nulos costes de despido) para cualquier actividad productiva regular (y no solo estacional, como era el caso hasta entonces), al tiempo que mantenía inalterada la rígida protección de los contratos indefinidos a través de elevadas indemnizaciones por despido (véase, p. ej., Dolado et al., 2002 y 2008).

La tasa de temporalidad (es decir, la proporción que representan los trabajadores con contrato temporal sobre el total de trabajadores asalariados) se disparó desde un 15% antes de la reforma hasta el 35.4% a mediados de los noventa. Desde entonces, un porcentaje cercano al 90% (el 93% en la actualidad) de las nuevas contrataciones han tenido lugar bajo esta modalidad contractual, mientras que la tasa media de conversión de contratos temporales en indefinidos ha oscilado entre el 10% durante los noventa y primera mitad de los 2000, para pasar a situarse en el 5% en la actualidad (véase Amuedo-Dorante, 2001, y Güell y Petrongolo, 2007). Posteriormente, tras una larga sucesión de reformas parciales del mercado de trabajo, la tasa de temporalidad se estabilizó en alrededor de un 30%. Incluso tras la masiva destrucción de empleos temporales (1.8 millones) que ha tenido lugar durante la grave crisis que afecta la economía española desde 2008, dicha tasa solo se ha reducido hasta el 23%, manteniéndose todavía como una de las más altas en la OCDE.

En relación al segundo fenómeno, cabe destacar que la productividad laboral experimentó una significativa desaceleración durante la larga fase expansiva 1995-2007, previa a la Gran Recesión, en la que tuvo lugar un fuerte crecimiento de la ocupación y de las horas trabajadas en España. Es importante resaltar que este descenso en la tasa de crecimiento de la productividad del factor trabajo no se debió a una desaceleración en la acumulación de capital físico por trabajador, como resultado de la fuerte creación de empleo. Por el contrario, su origen se encuentra en el fuerte retroceso experimentado por la tasa de crecimiento de la PTF, que descendió del 1.5% en 1980-1994 al -0.35% en 1995-2007. Aunque una parte sustancial de esta reducción se ha debido a la fuerte dependencia de la economía española de varios sectores con escaso valor añadido (como, p. ej., la construcción, el turismo, la hostelería, etc.), existe amplia evidencia sobre la deficiente evolución de la PTF en varios sectores de productos comerciables, como es el caso de la industria manufacturera (véase, p. ej., Escribá y Murgui, 2009).

Esta evolución negativa de la tasa del crecimiento de la PTF es sorprendente teniendo en cuenta el fuerte ascenso del crecimiento de dicha variable a nivel mundial, debido a las grandes mejoras tecnológicas que han tenido lugar desde principios de los noventa. No solo contrasta con lo ocurrido en EEUU sino también con el resto de Europa donde, pese a una cierta desaceleración, tanto la PTF como la productividad laboral han evolucionado de forma

más favorable que en España. Así, de acuerdo con EU KLEMS, una base armonizada de información sobre PTF en los países de la UE, las tasas medias de crecimiento de la PTF en la UE-15 solo se redujeron desde el 2.7% en 1970-1994 al 1.3% en 1995-2005 (véase Escribá y Murgui, 2009) con un comportamiento bastante mejor que el señalado previamente para la economía española.

Nuestro objetivo en este trabajo es establecer una conexión entre ambos hechos mediante un mecanismo que hasta ahora no ha recibido demasiada atención en la literatura. En concreto, examinamos cómo la brecha existente en la LPE entre contratos indefinidos y temporales puede haber afectado a la formación específica que los distintos tipos de trabajadores reciben por parte de las empresas. También estudiamos cómo este efecto sobre la formación puede haber impactado sobre las habilidades y competencias cognitivas de dichos trabajadores y, en última instancia, sobre la acumulación de capital humano, al tratarse de uno de los determinantes fundamentales de la tasa de crecimiento de la PTF. La información disponible en la base de datos transversal procedente de la primera ola del *Programme for the International Assessment of Adult Competencies* (PIAAC) para nuestro país nos permite explorar el anterior mecanismo, aportando evidencia empírica sobre el mismo. La idea básica es que, en un contexto de rigidez salarial donde la brecha entre la protección al empleo de trabajadores indefinidos y permanentes temporales es elevada, las empresas se muestran poco dispuestas a convertir los contratos precarios en contratos estables. Ello provoca que los contratos temporales pierdan su papel de “contratos de prueba” (*stepping stones*) para pasar a convertirse en “contratos terminales” (*dead-ends*), dando lugar a una intensa e ineficiente rotación laboral de los trabajadores entre empleo y paro. En estas circunstancias, donde la brecha entre los costes de despido provoca el uso intensivo de contratos de corta duración y una bajísima tasa de conversión a indefinidos, se producen dos efectos negativos. Por una parte, las empresas tienen escasos incentivos a invertir en la mejora de la formación de sus empleados ya que la breve duración esperada de sus contratos les impide rentabilizar dichas inversiones. Por otra, anticipando que la probabilidad de alcanzar un contrato estable viene determinada por la brecha en los costes de despido y no tanto por su rendimiento laboral, los trabajadores también carecen de los incentivos adecuados para mejorar sus capacidades productivas. En la medida en que dichas capacidades y la formación ocupacional son componentes muy relevantes de la PTF, este mecanismo puede haber jugado un papel importante a la hora de explicar la relación existente entre la alta y desigual protección al empleo y el deficiente comportamiento de la tasa de crecimiento de la PTF en aquellos países con mercados laborales muy segmentados (véase Bassaninni et al., 2008).

Este tipo de mecanismo ha sido recientemente analizado en Dolado, Ortigueira y Stucchi (2013) a través de un modelo donde las decisiones de empresarios y trabajadores interactúan en un mercado de trabajo dual, inspirado por las características del mercado laboral en España. El marco analítico utilizado es uno donde a las empresas les resulta óptimo contratar trabajadores temporales con contratos iniciales de duración determinada. Cuando dichos contratos temporales agotan su duración máxima (típicamente de 1 o 2 años), el empresario se enfrenta a la decisión de promocionar al trabajador ofreciéndole un contrato indefinido (sujeto a costes de despido/LPE mucho más elevados) o no renovarle y proceder a contratar a otro nuevo trabajador con un contrato temporal.

Los trabajadores temporales fijan el nivel óptimo de su esfuerzo/productividad en el puesto de trabajo comparando la des-utilidad que supone trabajar con la utilidad que proporciona el salario percibido en los empleos temporales y, sobre todo, la expectativa de ser promocionados a un empleo estable al término de sus contratos iniciales. Las empresas determinan los salarios para este tipo de trabajadores, las tasas de conversión a indefinidos y la inversión en formación ocupacional, de manera que la elección de estas tres variables maximice los beneficios esperados, sujeto a restricciones de participación y compatibilidad de incentivos de sus asalariados con contrato temporal.

El resultado teórico más interesante de dicho modelo es que, cuando resulta imposible neutralizar los efectos de las indemnizaciones por despido en la negociación colectiva debido a la rigidez en la fijación de los salarios —como es el caso de España—, un aumento en la brecha en la LPE entre ambos tipos de trabajadores (esto es, un incremento en la dualidad) provoca: (i) una reducción en la tasa de conversión de temporales a indefinidos, (ii) una menor inversión de las empresas en la formación ocupacional de sus trabajadores temporales, y (iii) una caída en el esfuerzo que estos últimos ejercen en el puesto de trabajo. Como anticipábamos antes, la intuición básica de este resultado es que una elevada dualidad en términos de costes de despido reduce la tasa de conversión. Por ello, las empresas encuentran poco rentable invertir en la formación de sus trabajadores temporales, provocando un efecto de desánimo entre estos últimos, los cuales responden a las menores y más inciertas perspectivas de promoción ejerciendo menor esfuerzo. Esta cadena de reacciones da lugar un equilibrio desfavorable de profecías auto-cumplidas donde los empresarios no invierten en los trabajadores al anticipar que no van a ejercer esfuerzo y los trabajadores cumplen con dichas expectativas al anticipar las estrategias de bajas tasas de conversión por parte de las empresas.

Para abordar la contrastación empírica de las implicaciones de su modelo, Dolado, Ortigueira y Stucchi (2013) utilizan la *Encuesta de Estrategias Empresariales (ESSEE)*, elaborada por la Fundación SEPI, que proporciona información longitudinal, a nivel de empresa y con frecuencia anual, sobre una muestra representativa de empresas en el sector manufacturero en España durante el período 1991-2005. Este tipo de información permite computar, para cada año y empresa, tanto la tasa de crecimiento de la PTF como la tasa de conversión de los trabajadores temporales en indefinidos, las dos variables clave del modelo.

Tras analizar la relación existente entre dichas variables mediante métodos de regresión de panel (controlando por una amplia gama de variables socio-económicas y demográficas tanto de los trabajadores como de las empresas), su principal resultado empírico es que variaciones al alza en la brecha de LPE dieron lugar a reducciones en la tasa de conversión de aquellas empresas con mayor tasa de temporalidad, lo que a su vez indujo una caída en la tasa de crecimiento de la PTF en dichas empresas. Lo contrario ocurre en aquellos periodos recogidos en la muestra en los que la dualidad se reduce (como ocurrió, por ejemplo, tras los cambios en la regulación laboral que tuvieron lugar en las reformas de 1994 y 1997). Además, encuentran evidencia de que, desde principios de los años 2000, la desaceleración en la PTF se concentra con especial intensidad en aquellas industrias manufactureras con alta tasas de temporalidad que son fuertemente complementarias con el sector de la construcción (cemento, madera,

etc.), origen de la burbuja surgida en el sector inmobiliario durante la primera mitad de los años 2000.

Un problema de la base de datos ESSEE es que carece de información tanto sobre las actividades de formación llevadas a cabo dentro de la empresa como sobre el rendimiento laboral a nivel individual de los trabajadores. La disponibilidad en la PIACC de diferentes medidas sobre dichas actividades de formación ocupacional, así como de sus habilidades lingüísticas y numéricas de los trabajadores permite subsanar, al menos en parte, esta deficiencia. Nuestro objetivo en este trabajo es utilizar la muestra de PIAAC referida a España para contrastar, en primer lugar, la relación directa existente entre el tipo de contrato del trabajador y la formación que recibe en su puesto de trabajo y, en segundo lugar, para examinar si la disponibilidad e intensidad de actividades encuadradas en este tipo de formación afecta a las habilidades cognitivas de los trabajadores y, por tanto, a su potencial rendimiento laboral en las empresas.

Con el fin de obtener hipótesis teóricas contrastables que ayuden a interpretar los resultados empíricos, desarrollamos un sencillo modelo del funcionamiento de un mercado de trabajo dual donde las vacantes disponibles dependen del nivel educativo de los individuos. En concreto, se supone que las empresas ofrecen contratos indefinidos (con elevados costes de despido) a aquellos trabajadores con mayor formación, al tiempo que los contratos temporales (sin costes de despido) solo están disponibles para aquellos que poseen menor nivel educativo. Los individuos —que difieren en su habilidad innata y, por consiguiente, en el coste de educarse— escogen (antes de acceder al mercado de trabajo) su nivel de educación en función de la utilidad esperada en cada puesto de trabajo. En presencia de rigidez salarial y perturbaciones agregadas de productividad que afectan a la creación y destrucción de empleo, el resultado principal de dicho modelo es que una mayor dualidad contractual reduce el incentivo a mejorar su nivel educativo, especialmente en los periodos expansivos donde el coste de oportunidad de educarse es menor. Además, el modelo predice que el auge de determinados sectores intensivos en mano de obra temporal, como pueda ser el sector inmobiliario, reduce la propensión a acumular capital humano. Por último, otra implicación relevante es que, debido a que el coste de oportunidad de educarse se reduce en las fases recesivas del ciclo económico, la propensión a invertir en educación (p.ej., la tasa de permanencia en el sistema educativo) presenta un comportamiento contra-cíclico.

En general, nuestros resultados empíricos obtenidos a partir de los datos de PIAAC apoyan estas predicciones teóricas. En primer lugar, utilizando un amplio número de controles sobre las características del individuo y su puesto de trabajo, encontramos que existe una fuerte asociación negativa y estadísticamente significativa entre trabajar con un contrato temporal y el nivel de formación que el individuo recibe en el puesto de trabajo. En segundo lugar, documentamos que, cuanto menor es la formación ocupacional recibida, menores son las habilidades lingüísticas y numéricas de los individuos. Por tanto, ambos resultados están en línea con la creciente evidencia disponible sobre los efectos perniciosos de la dualidad laboral persistente sobre el crecimiento de la productividad en la economía española (véase Bentolila et al., 2012).

El resto del trabajo está estructurado como sigue. La Sección 2 ofrece una breve panorámica sobre la literatura relevante existente en España sobre el tema objeto de estudio. La Sección 3 desarrolla un modelo teórico que sirve de guía a nuestro enfoque empírico. La Sección 4 describe la base de datos PIAAC y las variables utilizadas en el análisis empírico. La Sección 5 reporta los principales resultados. Finalmente, la Sección 6 ofrece unas breves conclusiones.

## BREVE PANORÁMICA DE LA LITERATURA RELEVANTE

Además del artículo discutido previamente de Dolado, Ortigueira y Stucchi (2013), existen otros trabajos recientes de investigación que estudian los efectos de la dualidad en el mercado de trabajo sobre la productividad en España, tanto en su vertiente laboral como de la PTF. A continuación resumimos sus principales conclusiones.

En primer lugar, se encuentra el trabajo de Sánchez y Toharia (2000) quienes, basándose en un modelo estándar de salarios de eficiencia y utilizando asimismo datos procedentes de la ESSEE para el periodo 1991-1994, estiman la relación existente entre tasa de temporalidad y productividad laboral. En concreto, regresando el promedio de la productividad laboral en cada empresa sobre la tasa de temporalidad y otros controles, encuentran un efecto negativo de dicha variable explicativa. Resultados en la misma línea, pero con muestras más recientes, son los obtenidos a partir de la Central de Balances del Banco de España (CBBE) por parte de Alonso-Borrego (2010) y a partir de la ESSEE por parte de González y Miles (2012). En línea con el enfoque de Dolado, Ortigueira y Stucchi (2013), estos trabajos se concentran en documentar el efecto negativo de la precariedad contractual sobre el crecimiento de la PTF, en vez del crecimiento de la productividad del trabajo, si bien no analizan el mecanismo que relaciona tasas de conversión y PTF que enfatizan estos últimos autores.

En lo concerniente a la relación entre dualidad contractual e incidencia de la formación ocupacional en España, cabe resaltar los trabajos de Alba-Ramírez (1994) y de la Rica et al. (2008). En ambos casos se documenta que las empresas invierten menos en la formación de los trabajadores temporales, dada su elevada tasa de rotación, si bien no se examina cómo dicha intensidad formativa ha variado con los cambios en la brecha de los costes de despido que han tenido lugar en las diversas reformas laborales desde 1984.

Por último, Garda (2013) ha analizado el tamaño de las pérdidas salariales experimentadas por aquellos trabajadores que han cambiado de trabajo a otra empresa a consecuencia de haber participado en un despido colectivo (ERE) en la empresa donde trabajaban previamente. Si las empresas proporcionan un mayor nivel de formación a los trabajadores con contratos indefinidos que a los trabajadores con contratos temporales, la pérdida de capital humano específico será más importante para los primeros que para los segundos. Por tanto, cabe contrastar si se dan mayores pérdidas salariales entre los trabajadores con contratos fijos. Utilizando los registros de la Seguridad Social procedentes de la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL) y controlando por antigüedad, sector, y otras variables relevantes, los

resultados de este trabajo confirman que los trabajadores con contratos indefinidos sufren reducciones salariales superiores y más persistentes que aquellos con contratos temporales.

## UN MODELO TEÓRICO ORIENTATIVO

### Preliminares

En nuestro modelo, trabajadores y empresas viven durante dos períodos y se supone que el futuro no se descuenta. Al comienzo del primer período, una masa de trabajadores solicita su ingreso en la empresa, posteriormente a haber elegido su nivel educativo. La empresa tiene una tecnología lineal y solamente contrata trabajadores cuyo valor esperado en términos de beneficios,  $W$ , iguale o exceda a su coste de contratación. La habilidad inicial del trabajador se denota mediante  $\theta \in [\underline{\theta}, \bar{\theta}]$  y suponemos que su distribución es uniforme. El capital humano es un compuesto de habilidad y educación. Por simplicidad, suponemos que solamente existen dos niveles de educación, de forma que el capital humano del trabajador con mayor nivel educativo es  $H^e(\theta) = h\theta$ , donde  $h > 1$ , mientras que el capital humano del trabajador con menor nivel educativo es  $H^u(\theta) = \theta$ . El coste de adquirir educación,  $C(\theta)$ , es decreciente en  $\theta$ . Específicamente, adoptamos la forma funcional  $C(\theta) = \theta^{-\gamma}$  donde  $\gamma > 0$ .

Una vez que los individuos escogen su nivel educativo, las empresas los contratan bien mediante el uso de contratos temporales (T) o a través de contratos indefinidos/permanentes (P). La diferencia entre estos dos tipos de contratos reside en que despedir a un trabajador con un contrato permanente conlleva una indemnización  $F > 0$ , mientras que dicha indemnización no existe para los trabajadores temporales. Para simplificar el análisis, suponemos que los trabajos ofertados a los trabajadores con contratos permanentes requieren un nivel alto de educación, mientras que los empleos disponibles para los trabajadores con contratos T no exigen este requisito. Por tanto, los trabajadores con bajo nivel educativo acceden a los puestos de trabajo T cuya productividad inicial iguala a su capital humano,  $\theta$ , mientras que los trabajadores con mayor nivel educativo lo hacen en puestos de trabajo P cuya productividad inicial equivale a  $\zeta = h\theta$ .

En el segundo período la productividad de los trabajadores experimenta cambios debido a un shock agregado cuyo papel es capturar las fluctuaciones de ciclo económico. En concreto, durante este período, las empresas con puestos de trabajo T perciben que la productividad de sus trabajadores con menor nivel educativo se distribuye uniformemente  $U[\bar{\theta}(1-\varepsilon), \bar{\theta}]$ , donde  $\varepsilon \in [0,1]$  es un parámetro de la distribución para el que se cumple que  $\underline{\theta} = \bar{\theta}(1-\varepsilon)$ . Como resultado de este supuesto, las funciones de densidad y distribución de la productividad de este tipo de trabajadores durante el segundo periodo son:  $g_{\theta}(\varepsilon) = \frac{1}{\varepsilon\bar{\theta}}$  y

$G_\theta(\varepsilon) = 1 + \frac{\theta - \bar{\theta}}{\varepsilon \bar{\theta}}$ , respectivamente. De forma similar, la correspondiente distribución de productividad percibida por las empresas que contratan a los trabajadores con mayor nivel educativo es  $U[\bar{\zeta}(1 - \varepsilon), \bar{\zeta}]$ , donde  $\bar{\zeta} = h\bar{\theta}$  por lo que:  $g_\zeta(\varepsilon) = \frac{1}{\varepsilon \bar{\zeta}}$  y  $G_\zeta(\varepsilon) = 1 + \frac{\zeta - \bar{\zeta}}{\varepsilon \bar{\zeta}}$ .

Nótese que en ambos casos un valor mayor (menor) de  $\varepsilon$  captura una fase recesiva (expansiva) en la que la productividad media en los dos tipos de empresas se reduce (aumenta).

Los salarios en los puestos de trabajo P y T se denotan como  $w_p$  y  $w_t$ , respectivamente. De nuevo, para simplificar el análisis, se supone que dichos salarios solo se pagan en el segundo período, habiendo sido determinados exógenamente por parte de las empresas al principio del primer período. En concreto, las empresas escogen ambos salarios sujeto a las restricciones  $F < w_p < F + 0.5\bar{\zeta} (= F + 0.5h\bar{\theta})$  y  $0 < w_t < 0.5\bar{\theta}$ , de manera que  $w_t < w_p$ . Como se discutirá posteriormente, estos rangos de variación para los salarios aseguran que los individuos prefieren trabajar a no hacerlo. Por consiguiente, se cumple la restricción de participación por parte de los trabajadores.

Finalmente otro supuesto relevante es la existencia de una tasa de abandono voluntario durante el segundo período,  $q$ , con  $0 < q < 1$ , para los trabajadores con contratos temporales (reflejando la finalización imprevista de dichos contratos) mientras que, por contra, los trabajadores con contratos permanentes que no son despedidos permanecen en sus puestos de trabajo hasta el final de dicho período. La idea de este supuesto es que un valor más elevado de  $q$  aumenta la duración de los contratos temporales, haciéndolos más atractivos para empresas e individuos.

## Valor de los activos

### (I) Empresas

Las empresas contratan trabajadores siempre que el valor esperado de su aportación a los beneficios de la empresa exceda al coste de contratación (anuncio de la vacante, búsqueda de candidatos, etc.),  $HC$ , el cual se supone idéntico para ambos tipos de empleos.

Denotando mediante  $W_i$  ( $i = P, T$ ) el valor de activo (*asset value*) de una empresa que ofrece contratos de un determinado tipo, se obtiene la siguiente expresión para aquellas empresas que ofertan empleos permanentes,

$$W_p(\varepsilon, \zeta) = \zeta - HC + \left[ \int_{\bar{\zeta}(1-\varepsilon)}^{\bar{\zeta}} \max(\zeta - w_p, -F) dG_\zeta(\varepsilon) \right] =$$

( véase Apéndice )

$$= \zeta - HC + \left[ (\bar{\zeta} - w_p) - \int_{w_p - F}^{\bar{\zeta}} G_{\zeta}(\varepsilon) d\zeta \right] \quad (1)$$

De manera similar, el valor del activo de las empresas oferentes de empleos temporales es,

$$\begin{aligned} W_T(\varepsilon, \theta) &= \theta - HC + (1 - q) \left[ \int_{\bar{\theta}(1-\varepsilon)}^{\bar{\theta}} \max(\theta - w_T, -F) dG_{\theta}(\varepsilon) \right] = \\ &= \theta - HC + (1 - q) \left[ (\bar{\theta} - w_T) - \int_{w_T}^{\bar{\theta}} G_{\theta}(\varepsilon) d\theta \right]. \end{aligned} \quad (2)$$

Nótese que los términos  $w_p - F$  y  $w_T$  en las expresiones (1) y (2) resultan ser los umbrales mínimos de productividad aceptable para que las empresas mantengan a sus trabajadores en los empleos P y T, respectivamente. En otras palabras, dichos umbrales implican que los trabajadores con productividades  $\zeta < w_p - F$  y  $\theta < w_T$  verán sus contratos rescindidos en el segundo período. Del valor de dichos umbrales se infiere que un aumento salarial incrementa la tasa de destrucción de empleo mientras que un aumento de las indemnizaciones por despido,  $F$ , reduce dicha tasa para los trabajadores con contratos permanentes. Ello se debe a que, al tener que pagarles una mayor indemnización por despido, las empresas preferirán no prescindir de algunos trabajadores cuya productividad haya caído a consecuencia de un shock negativo y que hubieran sido despedidos en ausencia de indemnizaciones. En concreto, usando las distribuciones uniformes  $\zeta \sim U[h\bar{\theta}(1-\varepsilon), h\bar{\theta}]$  y  $\theta \sim U[\bar{\theta}(1-\varepsilon), \bar{\theta}]$  con  $\varepsilon \in [(0,1]$ , podemos reescribir (1) y (2) de la siguiente forma:

$$W_p(\varepsilon, \theta) = h\theta - HC + \left[ \frac{(h\bar{\theta} - w_p + F)^2}{2\varepsilon h\bar{\theta}} - F \right] \quad (3)$$

$$W_T(\varepsilon, \theta) = \theta - HC + (1 - q) \left[ \frac{(\bar{\theta} - w_T)^2}{2\varepsilon\bar{\theta}} \right]. \quad (4)$$

## (II) Trabajadores

En cuanto a los trabajadores, suponiendo por simplicidad que el valor de estar desempleado es igual a cero, sus valores de activo,  $V$ , de estar empleados con un contrato P y T son los siguientes:

$$\begin{aligned}
 V_P(\varepsilon, \theta) &= \left[ \int_{w_P - F}^{h\bar{\theta}} w_P dG_\zeta(\varepsilon) + \int_{h\bar{\theta}(1-\varepsilon)}^{w_P - F} F dG_\zeta(\varepsilon) \right] - C(\theta) = \\
 &= \frac{w_P h\bar{\theta}}{\varepsilon h\bar{\theta}} - \frac{(w_P - F)^2}{\varepsilon h\bar{\theta}} - \frac{F h\bar{\theta}(1-\varepsilon)}{\varepsilon h\bar{\theta}} - C(\theta) \\
 &= \frac{(w_P - F)[h\bar{\theta} - (w_P - F)]}{\varepsilon h\bar{\theta}} + F - C(\theta)
 \end{aligned} \tag{5}$$

$$\begin{aligned}
 V_T(\varepsilon, \theta) &= (1-q) \left[ \int_{w_T}^{\bar{\theta}} w_T dG_\zeta(\varepsilon) \right] = \\
 &= (1-q) \left[ \frac{w_T \bar{\theta}}{\varepsilon \theta} - \frac{w_T^2}{\varepsilon \theta} \right] = (1-q) \left[ \frac{w_T(\bar{\theta} - w_T)}{\varepsilon \theta} \right]
 \end{aligned} \tag{6}$$

A la vista de estas derivaciones, se obtiene que  $V_P > 0$  y  $V_T > 0$ , puesto que al ser  $w_P - F$  y  $w_T$  los umbrales admisibles de productividad para los trabajadores en empleos P y T, respectivamente, necesariamente se cumplen las desigualdades  $w_P - F < h\bar{\theta}$  y  $w_T < \bar{\theta}$ . Por tanto, se verifica la restricción de participación, de manera que los trabajadores siempre prefieren trabajar a los salarios ofrecidos que no hacerlo.

## Decisión sobre educación

De acuerdo con los valores de los activos calculados en el apartado previo, el trabajador decide invertir en educación al inicio del primer período siempre que las ganancias netas de educarse no sean inferiores a las de no educarse. Esto es, los individuos deciden invertir en educación si:

$$\frac{(w_P - F)[h\bar{\theta} - (w_P - F)]}{\varepsilon h\bar{\theta}} + F - \theta^{-\gamma} \geq (1-q) \left[ \frac{w_T(\bar{\theta} - w_T)}{\varepsilon \theta} \right], \tag{7}$$

de donde se deduce la existencia de un umbral de habilidad inicial  $\theta^*$  con la propiedad de que los individuos con habilidad  $\theta < \theta^*$  no invierten en educación, mientras que aquellos con habilidad  $\theta \geq \theta^*$  si lo hacen. De la expresión (7) se deduce que el valor de  $\theta^*$  se puede reescribir como:

$$\begin{aligned}
 \theta^* &= \frac{1}{D^\gamma}, \quad \text{donde} \\
 D &= \frac{(w_P - F)[h\bar{\theta} - (w_P - F)]}{\varepsilon h\bar{\theta}} + F - (1-q) \left[ \frac{w_T(\bar{\theta} - w_T)}{\varepsilon \theta} \right].
 \end{aligned} \tag{8}$$

## Estática comparativa

Puesto que para cualquier variable exógena,  $x$ ,  $\partial\theta^*/\partial x = (\partial\theta^*/\partial D)(\partial D/\partial x)$  y  $\partial\theta^*/\partial D < 0$ , se siguen los siguientes resultados de estática comparativa:

$$\frac{\partial\theta^*}{\partial w_p} < 0, \text{ puesto que } \text{signo} \frac{\partial D}{\partial w_p} = \text{signo}[h\bar{\theta} - 2(w_p - F)] > 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial\theta^*}{\partial w_T} > 0, \text{ puesto que } \text{signo} \frac{\partial D}{\partial w_T} = \text{signo}\{-(1-q)[\bar{\theta} - 2w_T]\} < 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial\theta^*}{\partial F} > 0, \text{ si y solo si } \varepsilon < 1 - \frac{2(w_p - F)}{h\bar{\theta}}, \text{ pues } \text{signo} \frac{\partial D}{\partial F} = \text{signo}\left\{\frac{2(w_p - F)}{\varepsilon h\bar{\theta}} - \frac{1 - \varepsilon}{\varepsilon}\right\} \quad (11)$$

$$\frac{\partial\theta^*}{\partial q} < 0, \text{ puesto que } \text{signo} \frac{\partial D}{\partial q} > 0 \quad (12)$$

$$\frac{\partial\theta^*}{\partial \varepsilon} > 0, \text{ puesto que } \text{signo} \frac{\partial D}{\partial \varepsilon} < 0 \quad (13)$$

En relación con la interpretación de estos resultados, en primer lugar conviene recordar que los signos de las respuestas de  $\theta^*$  con respecto a los dos salarios, recogidos en (9) y (10), se derivan de nuestros supuestos anteriores sobre el rango de valores admisibles para los salarios  $w_p$  y  $w_T$ . Los signos en ambas expresiones nos muestran que un aumento de  $w_p$  (manteniendo constante el resto de variables) implica que una mayor proporción de individuos invierte en educación, mientras que un aumento de  $w_T$  provoca el efecto contrario. Obviamente, estos dos efectos corresponden al supuesto adoptado sobre la relación biunívoca entre tipo de contrato y nivel educativo. Al suponer que un contrato indefinido solo se ofrece a individuos con mayor nivel educativo, un aumento del salario asociado a este tipo de empleos provoca un mayor incentivo a educarse. Lo contrario ocurre cuando se produce un aumento del salario asociado a los contratos temporales, ya que ello reduce el atractivo relativo de los empleos con contratos indefinidos y, por tanto, disminuye la inversión en educación.

En segundo lugar, el efecto de cambios en la indemnización por despido  $F$  sobre  $\theta^*$ , recogida en (11), depende de la fase del ciclo económico. Si  $\varepsilon$  es suficientemente grande-- esto es, cuando la economía se encuentra en una fase recesiva-- entonces un aumento en  $F$  reduce el umbral  $\theta^*$ , por lo que aumenta la proporción de individuos que invierten en educación. Lo contrario ocurre cuando  $\varepsilon$  es pequeño-- es decir, cuando la economía está en una fase expansiva. La intuición sobre este resultado nace de los dos efectos que la indemnización por despido tiene sobre el valor de activo de los trabajadores educados en empleos P, tal como se ilustra en (5). Cuando aumenta  $F$ , el primer efecto es que, para un  $w_p$  dado, el excedente esperado de un trabajador que no es despedido (esto es,  $w_p - F$  multiplicado por la

probabilidad de mantener el empleo) se reduce. Ello implica que los trabajos con contratos permanentes y, por tanto la inversión en educación, se convierten en opciones menos atractivas para el individuo. El segundo es el efecto positivo y directo del aumento del pago de la indemnización  $F$  que el trabajador recibe en caso de ser despedido, lo cual hace más atractivos los trabajos con contratos permanentes. Cuando la economía se encuentra en recesión, el segundo efecto se vuelve más relevante puesto que la probabilidad de perder el empleo es mayor, de forma que un aumento de  $F$  incentiva a los trabajadores a invertir en educación. Lo contrario sucede durante una expansión, en la que la probabilidad de ser despedido se reduce, de forma que un aumento de  $F$  conlleva una reducción del excedente obtenido al estar trabajando en un empleo  $P$ , lo que a su vez reduce los incentivos a educarse.

En tercer lugar, fenómenos muy relevantes en la economía española como ha sido el boom de la construcción, puede interpretarse en este modelo como una caída de  $q$  porque los trabajos temporales duran algo más en media. Por tanto, al aumentar el atractivo de los contratos temporales, el resultado recogido en (12) implica que el umbral  $\theta^*$  aumenta sin ambigüedad y, por tanto, los trabajadores invierten menos en educación.

Finalmente, el resultado recogido en (13) ilustra los efectos de la fase del ciclo económico sobre la educación. Puede observarse como en una expansión-- esto es, cuando  $\varepsilon$  cae--,  $\theta^*$  se incrementa (menos trabajadores se educan) y lo contrario ocurre en el caso de una recesión. Por tanto, siguiendo el razonamiento expuesto cuando se discutían los efectos de  $F$  sobre  $\theta^*$ , la inversión en educación presenta un patrón claramente contra-cíclico, aumentando en las recesiones y reduciéndose en las expansiones.

## DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES

La población de interés para nuestro estudio se define en términos de aquellos individuos participantes activos en los cuestionarios de PIAAC, con edades comprendidas entre los 15 y los 65 años, que son empleados asalariados. De entre los 6055 individuos que han contestado en su totalidad a las pruebas contenidas en PIAAC, el tamaño de nuestra muestra se reduce a unos 2500 individuos que verifican las características anteriores.

La principal variable de control, *contrato temporal*, es una variable dicotómica (*dummy*) que toma el valor 0 cuando el individuo trabaja con un contrato indefinido y el valor 1 cuando lo hace con un contrato temporal (es decir, cuando tiene un contrato de duración determinada, un empleo temporal con una agencia de empleo, o algún tipo de contrato en prácticas).

Como se ha discutido previamente, nuestro objetivo en términos empíricos se centra en analizar la relación existente entre el tipo de contrato, la realización de actividades de formación dentro de la empresa y las habilidades lingüísticas y numéricas de cada trabajador, de acuerdo con los índices de comprensión lectora y capacidad de cálculo disponibles en la base de datos de PIAAC. El modelo orientativo presentado en la sección anterior —y la

literatura relacionada con el mismo— sugiere que los trabajadores con contrato temporal en mercados de trabajo excesivamente duales tienden a acumular menos capital humano que los trabajadores con contrato indefinido. Ello se produce, bien porque sus incentivos a invertir en educación son menores, dadas las reducidas tasas de conversión de contratos precarios a contratos estables, y/ o porque las empresas invierten menos en su formación ocupacional, dada la escasa duración esperada de este tipo de contratos a causa de la elevada brecha en costes de despido. Para evaluar empíricamente dicha predicción, utilizamos dos medidas de adquisición de capital humano en el puesto de trabajo. En primer lugar, se usa la variable dicotómica  $D^{OJT}$  (*on the job training*) que toma el valor 1 cuando el trabajador afirma haber asistido, en los últimos 12 meses, a alguna sesión organizada de formación impartida por sus supervisores o compañeros de trabajo. De acuerdo con PIAAC, estas actividades de formación ocupacional deben caracterizarse “por ser períodos planificados de formación, instrucción o experiencia práctica, usando las herramientas normales de trabajo.” Se incluyen, por ejemplo, “cursos de formación o instrucciones organizados por los directivos, mandos o compañeros de trabajo para ayudar al entrevistado a hacer mejor su trabajo o para familiarizarle con sus nuevas tareas.”

Si bien la variable  $D^{OJT}$  es un indicador adecuado de la realización de actividades de formación dentro de la empresa, no refleja de forma precisa la intensidad de dichas actividades. Para incorporar información sobre esta cuestión, utilizamos adicionalmente otra variable reportada en PIAAC que recoge el número de actividades de formación a las que el trabajador ha asistido durante los últimos 12 meses,  $n^{OJT}$ . Debe tenerse en cuenta que, de acuerdo con el diseño de PIAAC, el encuestado debe contabilizar como una única actividad todas aquellas tareas de formación que estén interrelacionadas aunque hayan tenido lugar en diferentes días. La característica esencial de cada actividad es que debe estar encaminada a facilitar la adaptación del personal a un determinado conjunto de nuevas competencias. Por tanto, la variable  $n^{OJT}$  refleja la intensidad en la inversión en nuevas competencias, con independencia de su nivel de dificultad o el tiempo que se haya dedicado a cada una de ellas<sup>1</sup>.

De acuerdo con las predicciones derivadas de nuestro modelo, en general, los trabajadores temporales reciben menos formación por parte de la empresa que aquellos con un contrato indefinido. Un rasgo interesante del planteamiento del modelo es que, a pesar de que el trabajador con contrato temporal tenderá a formarse menos que el trabajador con contrato indefinido, pudiera ocurrir que dicho trabajador no percibiera este menor nivel de formación como un problema en el desempeño de sus actividades debido a que los requisitos de este tipo de puestos de trabajo son inferiores a los de los empleos indefinidos. Podemos abordar

---

1 PIAAC proporciona también una medida subjetiva que refleja en alguna medida la intensidad con la que el trabajador adquiere nuevas habilidades dentro del trabajo. En la encuesta se solicita al trabajador que indique, de forma aproximada, la frecuencia con que su trabajo implica aprender nuevas habilidades. Además del problema de interpretación que suele afectar a las declaraciones subjetivas, esta variable carece de suficiente variación para resultar realmente informativa: más del 90% de los encuestados afirman que su trabajo implica aprender nuevas habilidades “al menos una vez al mes”. Por estos motivos, hemos decidido no utilizarla en el presente trabajo.

esta posibilidad explotando la información proporcionada en la base de datos. En concreto, disponemos de una medida subjetiva sobre la necesidad de una mayor adquisición de capital humano disponible a través de la variable dicotómica *more<sup>OJT</sup>* que toma el valor 1 si el trabajador afirma necesitar más formación para realizar bien las tareas de su trabajo y 0 en caso contrario.

Es previsible que la existencia de diferencias en los procesos de formación dentro de la empresa genere diferencias en las posibilidades de promoción entre trabajadores temporales e indefinidos. Sin embargo, es una cuestión empírica hasta qué punto estas diferencias en adquisición de capital humano específico se trasladarán a diferenciales en capital humano general que el trabajador pueda rentabilizar en otras empresas diferentes a la que trabaja actualmente. Para examinar esta cuestión, analizamos el efecto que tiene la realización de actividades de formación sobre las dos medidas de habilidades generales en destrezas cognitivas que mide el PIAAC en España: el nivel de comprensión lectora (*literacy*) y la capacidad de cálculo (*numeracy*).

En el Cuadro 1.1 se presentan algunos estadísticos descriptivos de todas aquellas variables de tratamiento que posteriormente van a ser objeto de evaluación, esto es, la intensidad en la adquisición de capital humano específico, la percepción de la utilidad del proceso formativo y, finalmente, los niveles de comprensión lectora y capacidad de cálculo de los trabajadores.

Cuadro 1.1. Estadísticos Descriptivos (PIAAC)

<b>Panel A</b>	Nº. Obs.	Pob. 16- 65 años <sup>(a)</sup>	Ocupados <sup>(a)</sup>	Asalariados <sup>(a)</sup>	
Muestra PIAAC	6055				
Muestra con edades entre 16 y 65 años	5954				
Trabajadores	3060	53.18			
Por cuenta propia	547	9.41	17.69		
Por cuenta ajena	2513	43.77	82.31		
Temporales	589	9.71	18.26	22.18	
<b>Panel B</b>	Formación y capacidades por tipo de contrato <sup>(a)</sup>		Diferencia (%)	Des. Típ. <sup>(b)</sup>	P-valor
	Indefinido	Temporal			
Porcentaje con actividades de formación	48.43	31.81	16.62 (52.25)	2.35	0.000
Número medio de actividades	2.85	2.33	0.52 (22.32)	0.29	0.073
Porcentaje que cree que necesita más formación	39.55	35.42	4.13 (11.66)	2.48	0.096
Índice de comprensión lectora ( <i>literacy</i> ) <sup>(c)</sup>	262.68	255.63	7.05 (2.76)	2.10	0.001
Índice de cálculo numérico ( <i>numeracy</i> ) <sup>(c)</sup>	260.94	246.81	14.13 (5.73)	2.00	0.000
	$D^{OJT}=1$	$D^{OJT}=0$			
Índice de comprensión lectora ( <i>literacy</i> ) <sup>(c)</sup>	268.89	254.69	14.2 (5.58)	1.51	0.000
Índice de cálculo numérico ( <i>numeracy</i> ) <sup>(c)</sup>	268.09	249.44	18.65 (7.48)	1.49	0.000

Notas: Un trabajador tiene contrato temporal cuando tiene un contrato de duración determinada, cuando tiene un empleo temporal con una agencia de empleo, o cuando tiene algún tipo de contrato en prácticas.  $D^{OJT}$  toma el valor 1 cuando el trabajador afirma haber asistido, en los últimos 12 meses, a actividades de formación y 0 en caso contrario. Los índices de comprensión lectora (*literacy*) y de cálculo numérico (*numeracy*) son medidas imputadas a partir de las respuestas a ejercicios que forman parte de la encuesta. *Literacy* tiene como objetivo medir la capacidad de entender y usar textos (escritos o en formato digital) en diferentes contextos mientras que *numeracy* intenta medir la capacidad para usar, aplicar, interpretar y comunicar información e ideas matemáticas.

<sup>(a)</sup> Porcentajes sobre población estimados usando como ponderaciones los pesos de la muestra completa.

<sup>(b)</sup> Usando el método de replicación JK1.

<sup>(c)</sup> Usando el valor imputado 5.

Los resultados del Cuadro 1.1 son consistentes con la predicción básica del modelo orientativo. Los trabajadores con contrato temporal disfrutaban de menos actividades de formación dentro de la empresa que los trabajadores con contrato indefinido. Este resultado es robusto tanto en el *margen extensivo* (es decir, midiendo la formación mediante la variable dicotómica  $D^{OJT}$ ) como en el *margen intensivo* (es decir, midiendo la formación con el número de actividades de formación,  $n^{OJT}$ ). En consonancia con nuestra conjetura previa, los resultados relativos al deseo de alcanzar mayor formación,  $more^{OJT}$ , sugieren que el menor nivel formativo de los trabajadores con contratos temporales no se traduce en una percepción más elevada de la necesidad de mayor formación. Finalmente, las habilidades tanto lingüísticas como numéricas resultan ser significativamente inferiores para los trabajadores con contratos temporales.

Sin embargo, la relación negativa observada entre contratación temporal y actividades de formación dentro de la empresa no implica necesariamente causalidad. Es decir, los resultados del Cuadro 1.1 no nos permiten afirmar que los trabajadores con contratos temporales adquieran menos capital humano en la empresa porque su contrato sea temporal. La razón

fundamental de esta limitación en la interpretación de los estadísticos básicos hasta ahora presentados es que tanto el tipo de contrato como las actividades de formación de un trabajador se ven en general afectadas simultáneamente por otras variables que puedan dar lugar a correlaciones espurias entre nuestras variables de interés. Por ejemplo, un trabajador con una fuerte motivación a mejorar su aprendizaje, debido a esta característica, puede influir para que, simultáneamente, su empleador le haga indefinido al tiempo que le permita participar intensamente en actividades formativas. En ese caso, observaríamos una relación positiva entre tener un contrato indefinido y una alta intensidad en actividades de formación. Sin embargo, el intenso proceso de adquisición de capital humano específico sería el resultado de la alta motivación del individuo, y no del tipo de contrato laboral que ostenta.

Por tanto, para evitar este tipo de problemas de interpretación de los resultados de nuestro análisis, resulta esencial controlar por todos aquellos factores que potencialmente puedan afectar de manera simultánea a la variable dependiente (es decir, tanto las variables relacionadas con las actividades de formación así como las variables de competencias) y la variable de tratamiento (en nuestro caso, el tipo de contrato).

En la siguiente sección presentamos las estimaciones de varios modelos econométricos con dos tipos de controles. En primer lugar, utilizamos características básicas del individuo tales como su edad, género, nivel de educación, estado civil, hijos, si es inmigrante y el nivel de educación de sus padres. También controlaremos por el grado de motivación del trabajador, medido éste mediante una variable dicotómica, *motivation*, que toma el valor 1 cuando el individuo revela estar identificado “en gran medida” o “en muy gran medida” con el aprendizaje de nuevas capacidades, con llegar hasta el fondo de las cosas difíciles, con relacionar lo nuevo con lo que ya sabe y con buscar más información cuando no entiende algo. En segundo lugar, en algunas especificaciones controlamos adicionalmente por variables *dummy* de ocupación (medida con la clasificación ISCO08 a dos dígitos) e industria (medida con la clasificación a 1 dígito de la cuarta revisión de ISIC).

## RESULTADOS

En el Cuadro 1.2 se reportan los resultados, expresados en términos de efectos marginales, procedentes de la estimación por máxima verosimilitud de un modelo *probit* para explicar la probabilidad de recibir formación dentro de la empresa ( $D^{OJT}=1$ ) en función de nuestra variable explicativa de interés, *contrato temporal*, y de otro tipo de controles. En la columna [1] se reportan los resultados en el caso donde dicha variable constituye el único regresor. En la columna [2] se añaden como controles adicionales la antigüedad en el actual puesto de trabajo, la edad y su cuadrado (como aproximaciones a experiencia, dado el nivel educativo alcanzado), el sexo del trabajador (mujer=1) y su nivel educativo (con nivel bajo como categoría de referencia). En la columna [3], se amplía el grupo de controles incluyendo también variables dicotómicas sobre el nivel educativo de los padres, estado civil, estatus de inmigrante y, finalmente, el grado de motivación del individuo. Finalmente, en la columna [4], se incluyen

además variables *dummies* de sector y ocupación, constituyendo por tanto la especificación más general del modelo *probit* estimado.

Esta ordenación por columnas, desde la especificación más restrictiva a la más general, se repite para el resto de los cuadros incluidos en esta sección lo que simplifica la presentación de los consiguientes resultados en los modelos alternativos que se discutirán a continuación. También es importante observar que el número de observaciones utilizadas en las diversas estimaciones varía ligeramente en cada caso debido a que algunos controles no están disponibles para la totalidad de muestra de trabajadores asalariados.

El resultado principal del Cuadro 1.2 es que el coeficiente estimado para la variable *contrato temporal* es negativo y muy significativo en todas las especificaciones, en línea con nuestra principal predicción teórica. Además, las estimaciones sugieren que el efecto marginal es cuantitativamente muy importante. En ausencia de controles, tener un contrato temporal se asocia con una reducción de la probabilidad de recibir formación ocupacional en 16.4 puntos porcentuales (pp.), siendo la probabilidad incondicional para los trabajadores con contratos indefinidos del 43.7%. Al ir progresivamente añadiendo el resto de controles, el efecto marginal estimado se reduce a la mitad, situándose en alrededor de 8-9 pp. Como puede observarse a través de las diferentes columnas, este tamaño del efecto objeto de análisis resulta ser extremadamente robusto a la inclusión de controles adicionales. Por tanto, de estos resultados se infiere que el efecto nocivo de la precariedad contractual sobre la formación específica recibida en el puesto de trabajo es muy relevante. Por ejemplo, el efecto marginal del modelo con todos los controles (reportado en la columna [4]) implica que, para el trabajador con contrato indefinido típico, el cambio a un contrato temporal reduce la probabilidad de recibir formación dentro de la empresa en un 18% ( $=-0.08/.44$ ).

Con respecto al resto de controles, conviene destacar que un mayor nivel educativo aumenta la probabilidad de recibir formación ocupacional y también que dicha probabilidad aumenta con la edad hasta alcanzar un umbral de unos 30 años, dada la forma cóncava del polinomio cuadrático utilizado para esta variable. Además, aunque estadísticamente menos significativo que los efectos anteriores, existe evidencia de que ser mujer reduce dicha probabilidad, si bien este efecto de género desaparece conforme se amplía el número de controles en las columnas [3] y [4]. A este respecto conviene señalar que otra variable no reportada en el Cuadro 1.2 que ha sido utilizada en todas las especificaciones es si el individuo tiene un trabajo a tiempo parcial (siendo la categoría de referencia el trabajo a tiempo completo). Su inclusión no cambiaba ninguno de los resultados anteriores, ni en este cuadro ni en ninguno de los que mostramos a continuación, con la excepción de anular el efecto de ser mujer. Ello probablemente se explique por la elevada presencia de mujeres entre los asalariados que trabajan a tiempo parcial lo que imposibilita la identificación precisa de si la variable explicativa relevante es el sexo o el trabajo a tiempo parcial. Finalmente, aunque no reportadas por ahorro de espacio, las variables ser inmigrante y motivación resultaban ser significativas en la columnas [2] y [3], con signos negativo y positivo, respectivamente. Sin embargo, a diferencia de lo que ocurre con la temporalidad, este último efecto desaparece al añadir las variables *dummies* de sector y ocupación.

Cuadro 1.2. Modelo Probit. Efectos Marginales. Variable dependiente:  $D^{OT}$

	[1]	[2]	[3]	[4]
<b>Contrato temporal</b>	<b>-0.1636***</b>	<b>-0.0923***</b>	<b>-0.0795***</b>	<b>-0.0795***</b>
	<b>(0.0223)</b>	<b>(0.0265)</b>	<b>(0.0284)</b>	<b>(0.0306)</b>
<b>Antigüedad</b>	---	0.0053***	0.0049***	0.0035**
		(0.0014)	(0.0015)	(0.0016)
<b>Edad</b>	---	0.0132*	0.0179**	0.0150*
		(0.0071)	(0.0084)	(0.0088)
<b>(Edad)<sup>2</sup> / 100</b>	---	-0.0002**	-0.0002**	-0.0002**
		(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
<b>Mujer</b>	---	-0.0359*	-0.0376*	-0.0117
		(0.0205)	(0.0219)	(0.0270)
<b>Nivel educativo Medio</b>	---	0.1279***	0.1359***	0.0947***
		(0.0286)	(0.0305)	(0.0329)
<b>Nivel educativo Alto</b>	---	0.2731***	0.2550***	0.1578***
		(0.0227)	(0.0258)	(0.0328)
<b>Nivel educativo padres</b>	No	No	Si	Si
<b>Estado civil, hijos</b>	No	No	Si	Si
<b>Inmigrante</b>	No	No	Si	Si
<b>Motivación</b>	No	No	Si	Si
<b>Dummies por Sector y Ocupación</b>	No	No	No	Si
<b>No. obs.</b>	2503	2501	2258	2206
<b>Pseudo R-sq.</b>	0.015	0.065	0.074	0.102
<b>Prob. obs.</b>	0.4371	0.4374	0.4353	0.4424

Nota: Los efectos marginales de las variables dicotómicas se calculan como el cambio de la estimación de la probabilidad ante un cambio de la variable de 0 a 1. La variable *contrato temporal* es una variable dicotómica que toma el valor 0 cuando el individuo tiene un contrato indefinido y el valor 1 cuando tiene un contrato temporal. *Antigüedad* mide los años que el trabajador ha estado en la empresa actual. El *nivel educativo medio* es una variable dicotómica que toma el valor 1 cuando el individuo tiene formación profesional específica de grado medio, el bachillerato, o antiguos bachilleratos superiores y cursos preuniversitarios. El *nivel educativo alto* toma el valor 1 cuando el individuo tiene un nivel educativo superior al medio. Las variables sobre el nivel educativo de los padres son variables dicotómicas para tres niveles de la educación de los padres. *Estado civil* refleja si el individuo está casado, *hijos* refleja si tiene hijos e *inmigrante* refleja si el individuo ha nacido en el país. La variable *motivación* toma el valor 1 cuando el individuo revela estar identificado “en gran medida” o “en muy gran medida” con el aprendizaje de nuevas capacidades, con llegar hasta el fondo de las cosas difíciles, con relacionar lo nuevo con lo que ya sabe y con buscar más información cuando no entiende algo. Las variables de ocupación se obtienen con la clasificación ISCO08 a dos dígitos mientras que las variables de industria se obtienen con la clasificación a 1 dígito de la cuarta revisión de ISIC.  
Niveles de significatividad: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

En el Cuadro 1.3, se reportan los resultados procedentes de estimar los coeficientes de un modelo de datos de conteo basado en la distribución *Binomial Negativa* (tras rechazar la igualdad de media y varianza implícita en el modelo de conteo más restrictivo basado en la distribución de *Poisson*), para captar la naturaleza discreta de la variable dependiente, en este caso el número de actividades de formación a las que el trabajador ha asistido durante los últimos 12 meses,  $n^{OT}$ . Los resultados respecto a nuestra variable de interés, *contrato temporal*, son similares a los obtenidos en el Cuadro 1.2, en el sentido de que dicha variable presenta sistemáticamente un signo negativo, indicativo de que la temporalidad reduce el número de actividades formativas. Sin embargo, a diferencia de lo que ocurría en el modelo *probit* para  $D^{OT}$ , los coeficientes estimados de esta variable dejan de ser significativos y se reducen en valor absoluto conforme se amplía la gama de controles utilizados. Ello puede deberse a que el tamaño de la muestra en esta ocasión oscila alrededor de 1000 observaciones, es decir menos de la mitad del tamaño muestral usado en el modelo *probit*, ya que hay bastantes menos individuos que reporten información sobre la intensidad de la formación recibida entre aquellos que reportan haber participado en alguna actividad formativa.

Cuadro 1.3. Modelo Binomial Negativa. Variable dependiente: nOJT

	[1]	[2]	[3]	[4]
<b>Contrato temporal</b>	<b>-0.1399**</b>	<b>-0.1266*</b>	<b>-0.0845</b>	<b>-0.0399</b>
	<b>(0.0712)</b>	<b>(0.07714)</b>	<b>(0.0884)</b>	<b>(0.0899)</b>
<i>Antigüedad</i>	---	0.0076*	0.0052	0.0049
		(0.0039)	(0.0041)	(0.0043)
<i>Edad</i>	---	-0.0152	-0.0417*	-0.0109
		(0.0193)	(0.0231)	(0.0236)
$(Edad)^2 / 100$	---	0.0066	0.0401	0.0043
		(0.0239)	(0.0277)	(0.0281)
<i>Mujer</i>	---	-0.0144	-0.0367	-0.1367**
		(0.0543)	(0.0576)	(0.0657)
<i>Nivel educativo Medio</i>	---	0.0574	-0.014	-0.0645
		(0.0846)	(0.0900)	(0.0923)
<i>Nivel educativo Alto</i>	---	0.2234***	0.0954	0.0094
		(0.0688)	(0.0769)	(0.0906)
<i>Nivel educativo padres</i>	No	No	Si	Si
<i>Estado civil, hijos</i>	No	No	Si	Si
<i>Inmigrante</i>	No	No	Si	Si
<i>Motivación</i>	No	No	Si	Si
<i>Dummies por Sector y Ocupación</i>	No	No	No	Si
<b>Coefficiente de Dispersion</b>	<b>-0.8518***</b>	<b>-0.8766***</b>	<b>-0.8999***</b>	<b>-1.1637***</b>
	<b>(0.0689)</b>	<b>(0.0695)</b>	<b>(0.0736)</b>	<b>(0.0823)</b>
<b>No. obs.</b>	1092	1092	981	974
<b>Pseudo R-squared</b>	0.001	0.005	0.015	0.056

Nota: La variable  $n^{OJT}$  mide el número de actividades de formación a las que el trabajador ha asistido en los últimos 12 meses. Véase la nota del Cuadro 1.2 para la definición de los controles.  
Niveles de significatividad: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Por otra parte, en el Cuadro 1.4, se reportan los resultados de estimar de nuevo un modelo *probit* para explicar esta vez la probabilidad asociada a la variable dicotómica sobre si el individuo percibe la necesidad de un mayor nivel de formación,  $more^{OJT}$ . Aunque el signo del coeficiente de la variable *contrato temporal* es negativo en todos los casos, solo resulta ser estadísticamente significativo en la especificación de la columna [1], es decir, en ausencia de otros controles. De acuerdo con lo discutido en la sección anterior, esta ausencia de efectos podría explicarse porque alguno de los controles adicionales, especialmente el nivel educativo o las *dummies* de sector y ocupación, pudieran estar capturando el posible grado de desajuste existente entre la formación del individuo y los requisitos del puesto de trabajo.

Cuadro 1.4. Modelo Probit. Efectos Marginales. Variable dependiente:  $more^{OJT}$

	[1]	[2]	[3]	[4]
<b>Contrato temporal</b>	<b>-0.0532**</b>	<b>-0.0106</b>	<b>-0.0168</b>	<b>-0.0175</b>
	<b>(0.0225)</b>	<b>(0.0260)</b>	<b>(0.0276)</b>	<b>(0.0295)</b>
<b>Antigüedad</b>	---	0.0016	0.002	0.0011
		(0.0013)	(0.0014)	(0.0015)
<b>Edad</b>	---	0.0210***	0.0201**	0.0215***
		(0.0067)	(0.0080)	(0.0083)
<b>(Edad)<sup>2</sup> / 100</b>	---	-0.0003***	-0.0003***	-0.0003***
		(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
<b>Mujer</b>	---	-0.0209	-0.0251	0.0126
		(0.0197)	(0.0210)	(0.0259)
<b>Nivel educativo Medio</b>	---	0.0807***	0.0749**	0.0483
		(0.0282)	(0.0300)	(0.0319)
<b>Nivel educativo Alto</b>	---	0.1588***	0.1492***	0.0685**
		(0.0228)	(0.0257)	(0.0321)
<b>Nivel educativo padres</b>	No	No	Si	Si
<b>Estado civil, hijos</b>	No	No	Si	Si
<b>Inmigrante</b>	No	No	Si	Si
<b>Motivación</b>	No	No	Si	Si
<b>Dummies por Sector y Ocupación</b>	No	No	No	Si
<b>No. obs.</b>	2508	2506	2262	2235
<b>Pseudo R-sq.</b>	0.002	0.023	0.025	0.071
<b>Prob. obs.</b>	0.3792	0.3795	0.382	0.3834

Nota: Los efectos marginales de las variables dicotómicas se calculan como el cambio de la estimación de la probabilidad ante un cambio de la variable de 0 a 1. La variable  $more^{OJT}$  toma el valor 1 si el trabajador afirma que necesita más formación para realizar bien las tareas de su trabajo y 0 en caso contrario. Véase la nota del Cuadro 1.2 para la definición de los controles.  
Niveles de significatividad: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Un breve resumen de la evidencia presentada hasta ahora nos indica que la variable *contrato temporal* tiene un efecto sistemáticamente negativo sobre las tres variables relacionadas con la acumulación de capital humano específico objeto de análisis. Sin embargo, este efecto solo es robusto a la especificación del modelo y estadísticamente significativo en el caso de que la variable dependiente sea  $D^{OJT}$ , algo lógico por otra parte si se piensa que esta variable tiene un error de medición probablemente muy inferior al de las otras dos variables.

A la vista de estos resultados, el siguiente paso es contrastar si la disponibilidad o la intensidad de formación ocupacional afecta al rendimiento obtenido por los individuos en las pruebas de las capacidades de comprensión lectora (*literacy*) y numéricas (*numeracy*) de PIAAC. En los Cuadros 1.5 y 1.6 se recogen, respectivamente, los resultados derivados de estimar por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) un modelo de regresión lineal donde las variables de interés ahora pasan a ser las dos medidas de formación ocupacional para las que se ha encontrado mayor efecto anteriormente, esto es  $D^{OJT}$  y, en menor medida,  $n^{OJT}$ . Nótese que en ambos modelos se excluye la variable contrato temporal como regresor con el fin de contrastar

si el efecto de esta variable sobre el rendimiento de los individuos en las pruebas de PIAAC se produce a través de la formación adquirida en el puesto de trabajo y no directamente.

En el Cuadro 1.5, se presentan los coeficientes estimados en el caso donde la variable dependiente es el resultado obtenido en la prueba de *literacy*, mientras que el Cuadro 1.6 recoge los resultados correspondientes a la prueba de *numeracy*. La diferencia entre las columnas [1] y [2] en ambos cuadros es que en el primer caso se utiliza como regresor  $D^{OJT}$ , mientras que en el segundo caso se usa  $n^{OJT}$ . Los resultados obtenidos indican que ambas variables explicativas tienen un efecto positivo sobre los rendimientos en las dos pruebas de PIAAC. Además dicho efecto tiende a ser más fuerte y estadísticamente más significativo en el Cuadro 1.6, cuando se considera la relación existente entre  $D^{OJT}$  y *numeracy*. Así, si se comparan los efectos estimados en ambos cuadros con las diferencias (sin condicionar en otras características observables) reportadas en el Cuadro 1.1 sobre los resultados en PIAAC de los trabajadores que reciben formación ocupacional y los que no la reciben (14.2 pp. en comprensión lectora y 18.6 pp. en cálculo numérico), se obtiene que, *ceteris paribus*, dicha actividad formativa aporta alrededor de un 15 % (2 puntos) y un 28% (5 puntos) de los diferenciales brutos en *literacy* y en *numeracy*, respectivamente.

Por tanto, nuestros resultados apuntan a que la formación dentro de la empresa —y, en menor grado, la intensidad de esta formación— mejora las capacidades/destrezas de los trabajadores que participan en dichas actividades. Para contrastar si el efecto proviene de la temporalidad se ha añadido también la variable “*contrato temporal*” a las especificaciones anteriores, conjuntamente con las dos medidas de formación. El resultado que encontramos (no reportado en los cuadros) es que dicha variable de temporalidad nunca resulta ser estadísticamente significativa al 10% y que los coeficientes estimados de las variables  $D^{OJT}$  y  $n^{OJT}$  apenas experimentan cambios relevantes. Por tanto, esta evidencia parece apoyar que, en la relación existente entre temporalidad y capacidades cognitivas, un mecanismo de transmisión muy relevante es el que funciona a través de las diferencias en formación ocupacional que individuos similares en características observables reciben en función de su contrato laboral.

Cuadro 1.5. Mínimos Cuadrados Ordinarios. Variable dependiente: *Literacy*

	[1]	[2]	[3]	[4]
$D^{OJT}$	3.5467**	---	2.072	1.2566
	(1.5939)		(1.6009)	(1.6095)
$n^{OJT}$	---	0.5380**	---	---
		(0.2557)		
<i>Antigüedad</i>	0.2672**	0.3766**	0.1667	0.0734
	(0.1059)	(0.1727)	(0.1085)	(0.1119)
<i>Edad</i>	2.6996***	2.6412***	3.4779***	3.6443***
	(0.5096)	(0.8166)	(0.5709)	(0.5850)
$(Edad)^2 / 100$	-4.2135***	-4.1243***	-4.9442***	-5.1794***
	(0.6347)	(1.0341)	(0.6886)	(0.7046)
<i>Mujer</i>	-9.2612***	-7.8979***	-7.4145***	-9.7869***
	(1.5476)	(2.3168)	(1.5449)	(1.9085)
<i>Nivel educativo Medio</i>	24.1234***	24.1112***	21.7160***	17.6391***
	(2.2114)	(3.6625)	(2.2112)	(2.3179)
<i>Nivel educativo Alto</i>	45.3710***	45.8212***	36.8107***	24.6992***
	(1.8098)	(2.8883)	(1.9208)	(2.2671)
<i>Nivel educativo padres</i>	No	No	Si	Si
<i>Estado civil, hijos</i>	No	No	Si	Si
<i>Inmigrante</i>	No	No	Si	Si
<i>Motivación</i>	No	No	Si	Si
<i>Dummies por Sector y Ocupación</i>	No	No	No	Si
<b>No. obs.</b>	2807	1162	2536	2475
<b>R-sq.</b>	0.250	0.219	0.295	0.327

Nota: Niveles de significatividad: . \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Cuadro 1.6. Mínimos Cuadrados Ordinarios. Variable dependiente: *Numeracy*

	[1]	[2]	[3]	[4]
$D^{OJT}$	7.4523***	---	5.7716***	3.7712**
	(1.6198)		(1.6325)	(1.6500)
$n^{OJT}$	---	0.3888	---	---
		(0.2555)		
<i>Antigüedad</i>	0.3878***	0.3854**	0.2628**	0.1511
	(0.1055)	(0.1728)	(0.1094)	(0.1135)
<i>Edad</i>	2.5632***	3.1910***	3.1082***	3.2456***
	(0.5295)	(0.8415)	(0.5917)	(0.6103)
$(Edad)^2 / 100$	-4.1618***	-4.8786***	-4.6634***	-4.8173***
	(0.6566)	(1.0565)	(0.7117)	(0.7327)
<i>Mujer</i>	-16.9921***	-14.6935***	-16.3784***	-16.4630***
	(1.5759)	(2.3156)	(1.5976)	(1.9500)
<i>Nivel educativo Medio</i>	25.9530***	27.3051***	23.1693***	18.6021***
	(2.2359)	(3.6899)	(2.2672)	(2.4043)
<i>Nivel educativo Alto</i>	48.1732***	48.5652***	39.9913***	27.4181***
	(1.8621)	(3.0138)	(1.9874)	(2.3328)
<i>Nivel educativo padres</i>	No	No	Si	Si
<i>Estado civil, hijos</i>	No	No	Si	Si
<i>Inmigrante</i>	No	No	Si	Si
<i>Motivación</i>	No	No	Si	Si
<i>Dummies por Sector y Ocupación</i>	No	No	No	Si
<b>No. obs.</b>	2807	1162	2536	2475
<b>R-sq.</b>	0.288	0.247	0.322	0.35

Nota: Véanse las notas de los Cuadros 1.1 y 1.2 para las definiciones de las variables.  
Niveles de significatividad: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Finalmente, en los Cuadros 1.7 (variable dependiente: *literacy*) y 8 (variable dependiente: *numeracy*), se reportan los coeficientes estimados a partir de las formas reducidas de los modelos anteriores con la particularidad de que ahora las dos variables de formación consideradas previamente han sido reemplazadas por la variable *contrato temporal*, a la que se añaden progresivamente el conjunto restante de controles. La idea de estas formas reducidas es que, si el mecanismo que exploramos es válido, deberíamos esperar un efecto negativo de esta variable sobre el rendimiento de los individuos en los test de PIAAC. En otras palabras, *ceteris paribus*, la temporalidad tiene un efecto negativo sobre dichos rendimientos principalmente a través de la reducción de la formación proporcionada por las empresas a los trabajadores y no tanto por otras vías. Los resultados indican un cierto grado de apoyo a esta hipótesis pues el coeficiente de la variable “*contrato temporal*” es siempre negativo, aunque solo resulta ser estadísticamente significativo en el caso de *numeracy* (con la excepción de la columna [4]).

Cuadro 1.7. Mínimos Cuadrados Ordinarios (Forma Reducida). Variable dependiente: *Literacy*

	[1]	[2]	[3]	[4]
<b>Contrato temporal</b>	<b>-6.5503***</b>	<b>-4.0915*</b>	<b>-2.9321</b>	<b>-2.0831</b>
	<b>(2.2086)</b>	<b>(2.1914)</b>	<b>(2.1618)</b>	<b>(2.2537)</b>
<i>Antigüedad</i>	---	0.2758**	0.1982*	0.0748
		(0.1174)	(0.1204)	(0.1236)
<i>Edad</i>	---	3.2708***	3.6018***	3.5278***
		(0.5666)	(0.6226)	(0.6257)
$(Edad)^2 / 100$	---	-0.0479***	-0.0511***	-0.0505***
		(0.0070)	(0.0075)	(0.0075)
<i>Mujer</i>	---	-8.3752***	-7.2715***	-9.6194***
		(1.6260)	(1.6280)	(1.9786)
<i>Nivel educativo Medio</i>	---	22.3422***	21.6332***	17.4162***
		(2.3669)	(2.3380)	(2.4210)
<i>Nivel educativo Alto</i>	---	42.0032***	37.3696***	24.7004***
<i>Nivel educativo padres</i>	No	No	Si	Si
<i>Estado civil, hijos</i>	No	No	Si	Si
<i>Inmigrante</i>	No	No	Si	Si
<i>Motivación</i>	No	No	Si	Si
<i>Dummies por Sector y Ocupación</i>	No	No	No	Si
<b>No. obs.</b>	2513	2447	2266	2244
<b>R-sq.</b>	0.003	0.262	0.291	0.321
<p>Nota: Véanse las notas de los Cuadros 1.1 y 1.2 para las definiciones de las variables. Niveles de significatividad: * p&lt;0.10, ** p&lt;0.05, *** p&lt;0.01</p>				

Cuadro 1.8. Mínimos Cuadrados Ordinarios (Forma Reducida). Variable dependiente: *Numeracy*

	[1]	[2]	[3]	[4]
<b>Contrato temporal</b>	<b>-12.5522***</b>	<b>-4.5196**</b>	<b>-3.668*</b>	<b>-2.2884</b>
	<b>(2.2851)</b>	<b>(2.2124)</b>	<b>(2.2375)</b>	<b>(2.3210)</b>
<i>Antigüedad</i>	---	0.3751***	0.2631**	0.1115
		(0.1190)	(0.1217)	(0.1253)
<i>Edad</i>	---	3.2379***	3.4562***	3.4258***
		(0.5779)	(0.6392)	(0.6438)
$(Edad)^2 / 100$	---	-0.0486***	-0.0509***	-0.0503***
		(0.0071)	(0.0077)	(0.0077)
<i>Mujer</i>	---	-15.8232***	-15.6563***	-15.7823***
		(1.6537)	(1.6757)	(2.0082)
<i>Nivel educativo Medio</i>	---	23.6664***	22.8811***	18.3916***
		(2.3976)	(2.3863)	(2.4894)
<i>Nivel educativo Alto</i>	---	44.2566***	40.2667***	27.2830***
		(2.0353)	(2.0713)	(2.3874)
<i>Nivel educativo padres</i>	No	No	Si	Si
<i>Estado civil, hijos</i>	No	No	Si	Si
<i>Inmigrante</i>	No	No	Si	Si
<i>Motivación</i>	No	No	Si	Si
<i>Dummies por Sector y Ocupación</i>	No	No	No	Si
<b>No. obs.</b>	2513	2447	2266	2244
<b>R-sq.</b>	0.012	0.289	0.313	0.345

Nota: Véanse las notas de los Cuadros 1.1 y 1.2 para las definiciones de las variables.  
Niveles de significatividad: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

En resumen, los resultados empíricos presentados en esta sección son, en términos generales, consistentes con la predicción básica del modelo orientativo. Los trabajadores con contrato temporal tienen una probabilidad significativamente menor de realizar actividades de formación dentro de la empresa que los trabajadores con contrato indefinido, incluso tras controlar por un elevado número de características observables tanto del trabajador como de la empresa. Sin embargo, los trabajadores con contratos temporales no parecen tener una percepción muy diferente que los trabajadores con contratos indefinidos sobre el nivel de desajuste entre sus cualificaciones y los requisitos necesarios para llevar a cabo las tareas que están realizando, lo que probablemente recoge que los empleos temporales son intensivos en aquellos sectores con bajo valor añadido. Finalmente, las habilidades tanto lingüísticas como numéricas son significativamente menores para los trabajadores que no reciben ningún tipo de formación. Es más, dentro de los que reciben algún tipo de formación ocupacional, las habilidades son menores para aquellos que reciben menos actividades de formación.

## CONCLUSIONES

El punto de partida de trabajo era la observación de que la economía española se ha caracterizado en las dos últimas décadas por su extrema dualidad en el mercado laboral y por el bajo crecimiento de la productividad multifactorial, PTF. Partiendo de esta consideración, nuestro objetivo es analizar cómo la brecha existente en la protección al empleo, LPE, entre contratos indefinidos y temporales puede haber afectado a un determinante muy relevante de la PTF, como es la formación que los trabajadores reciben por parte de las empresas.

Para ello, en primer lugar, ilustramos mediante un sencillo modelo teórico el mecanismo que relaciona la dualidad en el mercado laboral con la deficiencia en la formación de los trabajadores temporales. En un contexto de rigidez salarial donde la brecha entre la LPE de trabajadores indefinidos y temporales es elevada, las empresas se muestran poco propensas a convertir los contratos precarios en estables. En estas circunstancias, las empresas tienen escasos incentivos a invertir en mejorar la formación de sus trabajadores temporales, al tiempo que éstos últimos también carecen de los incentivos necesarios para incrementar su rendimiento vía la mejora de sus capacidades productivas.

La base de datos transversal para España obtenida dentro del *Programme for the International Assessment of Adult Competencies* (PIAAC) nos permite explorar cómo la contratación temporal puede haber afectado a la propensión de las empresas a invertir en la formación específica a sus trabajadores y cómo este tipo de formación afecta al capital humano de estos últimos. Concretamente, la disponibilidad en la PIAAC de varias medidas de formación dentro de la empresa así como de las habilidades lingüísticas y numéricas de los trabajadores permite contrastar, en primer lugar, la relación directa entre el tipo de contrato del trabajador y la formación que recibe en la empresa y, en segundo lugar, si este tipo de formación afecta a las habilidades cognitivas de los trabajadores.

Presentamos resultados econométricos para dos medidas de actividades de formación, una medida de percepción de necesidad de mayor formación, y dos medidas de habilidades cognitivas. Dentro de cada modelo econométrico reportamos los resultados utilizando diferentes especificaciones de variables de control. En nuestra especificación más extensa, se incluyen (además del indicador de contrato temporal) variables proxy del capital humano del trabajador, de su habilidad y motivación, así como efectos fijos de sector y ocupación.

La evidencia empírica presentada no contradice y, en general, apoya la hipótesis básica sobre la relación negativa entre precariedad laboral y formación dentro de la empresa así como la relación positiva entre las actividades de formación y las capacidades cognitivas de los trabajadores. En la medida en que una mejora en los niveles educativos de la población española es condición *sine qua non* para aumentar su nivel de bienestar futuro, a través de ganancias de competitividad basadas en el avance tecnológico en sectores con mayor valor añadido que los que han sido preponderantes en el pasado, solucionar definitivamente la excesiva segmentación del mercado laboral parece una medida imprescindible.

## REFERENCIAS

- Alba-Ramirez, A. (1994). Formal Training, Temporary Contracts, Productivity and Wages in Spain. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 56(2), 151-170.
- Alonso-Borrego, C. (2010). Firm Behaviour, Market Deregulation and Productivity in Spain. Banco de España, Documento de Trabajo 1035.
- Amuedo-Dorantes, C. (2001). From "temp-to-perm": Promoting Permanent Employment in Spain. *International Journal of Manpower*, 22(7), 625-647.
- Bassanini, A., Nunziata L., y Venn D. (2008). Job Protection Legislation and Productivity Growth in OECD Countries. IZA Discussion Paper, No. 3555.
- Bentolila, S., Dolado, J. y Jimeno, J. F. (2008). Two-tier Employment Protection Reforms: The Spanish Experience. *CESifo DICE Report*, 4(2008), 49-56.
- Bentolila, S., P. Cahuc, Dolado J. y Le Barbanchon. T. (2012). Two-Tier Labour Markets in a Deep Recession: France vs. Spain. *The Economic Journal*, 122, 155-187.
- De la Rica, S., Dolado J. y Llorens, V. (2008). Ceilings or Floors? Gender Wage Gaps by Education in Spain. *Journal of Population Economics*, 21, 751-776.
- Dolado, J., García-Serrano, C. y Jimeno, J. F. (2002). Drawing Lessons From The Boom Of Temporary Jobs In Spain. *The Economic Journal*, 112(721), 270-295.
- Dolado, J., Ortigueira, S. y Stucchi, R. (2013). Does Dual Employment Protection affect TFP? Evidence from Spanish Manufacturing Firms. Mimeo, Universidad Carlos III de Madrid.
- Escribá, J. y Murgui M. J. (2009). Regional Aspects of the Productivity Slowdown: An Analysis of Spanish Sectorial Data from 1980 to 2003. SGPC WP. D-2009-03.
- Garda, P. (2013). Wage Losses after Displacement in Spain: The Role of Specific Human Capital. Mimeo, Universitat Pompeu Fabra.
- González, X. y Miles D. (2012). Labor Market Rigidities and Economic Efficiency: Evidence from Spain. *Labour Economics*, 20 (6), 833-45.
- Güell, M. and Petrongolo, B. (2007). How Binding are Legal Limits? Transitions from Temporary to Permanent Work in Spain. *Labour Economics*, 14, 153-183.
- Sanchez, R. y Toharia, L. (2000). Temporary Workers and Productivity: The Case of Spain. *Applied Economics*, 32, 583-591.

## APÉNDICE

### (Integración por partes)

Sea  $R = w_p - F$ . Entonces tenemos que:

$$\begin{aligned}
 W_p(\varepsilon, \zeta) &= \zeta + \left[ \int_{\bar{\zeta}(1-\varepsilon)}^{\bar{\zeta}} \max(\zeta - w_p, -F) dG_\zeta(\varepsilon) \right] = \\
 &= \zeta + \left[ \int_{\bar{\zeta}(1-\varepsilon)}^{\bar{\zeta}} \max(\zeta - w_p + F, 0) dG_\zeta(\varepsilon) - F \int_{\bar{\zeta}(1-\varepsilon)}^{\bar{\zeta}} dG_\zeta(\varepsilon) \right] \\
 &= \zeta + \left[ \int_{\bar{\zeta}(1-\varepsilon)}^{\bar{\zeta}} \max(\zeta - w_p + F, 0) dG_\zeta(\varepsilon) - F \right] \\
 &= \zeta + \left[ \int_R^{\bar{\zeta}} (\zeta - w_p) dG_\zeta(\varepsilon) + F \int_R^{\bar{\zeta}} dG_\zeta(\varepsilon) - F \right] \\
 &= \zeta + \left[ \int_R^{\bar{\zeta}} (\zeta - w_p) dG_\zeta(\varepsilon) - FG_\zeta(R) \right]
 \end{aligned}$$

de manera que, usando integración por partes en  $\int_R^{\bar{\zeta}} (\zeta - w_p) dG_\zeta(\varepsilon)$ , se obtiene:

$$\begin{aligned}
 &= \zeta + \left[ (\bar{\zeta} - w_p) - (R - w_p)G_\zeta(R) \right] - \int_R^{\bar{\zeta}} G_\zeta(\varepsilon) d\zeta - FG_\zeta(R) = \\
 &= \zeta + (\bar{\zeta} - w_p) - \int_R^{\bar{\zeta}} G_\zeta(\varepsilon) d\zeta
 \end{aligned}$$

donde la última igualdad se deriva de  $(R - w_p)G_\zeta(R) = -FG_\zeta(R)$ .