



- ◆ Trabajo realizado por la Biblioteca Digital de la Universidad CEU-San Pablo
- ◆ Me comprometo a utilizar esta copia privada sin finalidad lucrativa, para fines de investigación y docencia, de acuerdo con el art. 37 de la M.T.R.L.P.I. (Modificación del Texto Refundido de la Ley de Propiedad Intelectual del 7 julio del 2006)

La integración de los mercados de trabajo en España, 1850-1930*

Joan R. Rosés
Departamento de Historia Económica
Universidad Carlos III de Madrid

Blanca Sánchez-Alonso
Departamento de Economía
Universidad San Pablo-CEU

Resumen

Se utilizan los salarios reales ajustados por PPC para analizar la integración de los mercados laborales españoles. Este estudio indica que una sustancial convergencia salarial se habría producido entre 1850 y 1914 con bajas tasas de migraciones internas. El shock que implicó la Primera Guerra Mundial, y el subsiguiente retroceso de la globalización, parece irrumpir en este mercado integrado provocando un espectacular incremento de las diferencias salariales entre las regiones y provincias. Sin embargo, la convergencia de los salarios reales reaparece vigorosamente a lo largo de la década de 1920.

Palabras clave: Heckscher-Ohlin, migraciones, shocks de demanda, globalización.

Códigos JEL: J3, N33, N34.

Abstract

Real wages PPP adjusted are used to analyse the behaviour of labour markets in Spain. Our research indicates that substantial wage convergence happened from 1850 to 1914 with low rates of internal migration. The shock of World War I and the subsequent globalisation backlash appear to disrupt this process provoking a spectacular increase in wage differentials across regions and provinces. However, real wage convergence across Spanish provinces resumed powerfully over 1920s, this time accompanied by high internal migrations.

Keywords: Heckscher-Ohlin, migrations, demand shocks, globalization.

JEL classification: J3, N33, N34.

1. Introducción

La integración de los mercados nacionales ha sido un factor importante en el proceso de desarrollo económico de gran parte de los países europeos y americanos durante el siglo XIX. La consecuente reasignación de factores de producción entre re-

* Los autores agradecen a los participantes de la conferencia «Market Integration in Europe, 1300-1900» (Venecia), de la cuarta conferencia de la European Historical Economics Society (Oxford) y de los seminarios en Universitat Pompeu Fabra (Barcelona) y Universidad Complutense (Madrid) por sus útiles comentarios. También agradecen a Timothy J. Hatton y Leandro Prados de la Escosura por sus comentarios y sugerencias. Juan Carmona participó en una versión preliminar y les autorizó a utilizar sus datos inéditos sobre alquileres. Finalmente, ambos autores agradecen el apoyo financiero de la European Science Foundation y del Ministerio de Educación de España. Todos los errores que quedan son de su responsabilidad.

Traducción de Juan Manuel Puerta.

giones indujo el proceso de cambio estructural, los incrementos en la eficiencia y el aumento del crecimiento económico. En España, durante el curso del siglo XIX, las regiones pasaron de ser un conjunto relativamente desarticulado de mercados regionales de bienes a ser un mercado nacional integrado. Aproximadamente al mismo tiempo, el Banco de España, los bancos comerciales, las bolsas de valores organizadas, los comerciantes-banqueros y otros intermediarios financieros estaban intensificando su tarea de redistribuir el capital entre las regiones, contribuyendo a un gradual incremento en la integración de los mercados de capital nacionales (Castañeda y Tafunell, 1993)¹.

En contraste con el amplio consenso que existe en relación con la creciente integración de los mercados financieros y de mercancías durante el siglo XIX, la investigación sobre el funcionamiento de los mercados laborales españoles durante este periodo está, en alguna medida, en contra de la idea de mercados progresivamente integrados. La literatura disponible cuestiona la operación de los mercados laborales dando la impresión implícita, o incluso explícita, de que, en ausencia de importantes migraciones, los españoles perdieron la oportunidad de mejorar la eficiencia de sus mercados laborales, de incrementar la integración de éstos, de promover el cambio estructural y, por tanto, de mayor crecimiento económico (Mikellarena, 1993; Simpson, 1995; Silvestre, 2001). Además, parecería que establecer el ritmo y alcance de la integración de los mercados laborales locales es importante a fin de entender las causas del atraso español.

Los historiadores económicos españoles generalmente han identificado las grandes migraciones como un síntoma de buen funcionamiento de los mercados laborales. Sin embargo, debería notarse que los análisis basados en los patrones y en la magnitud de las migraciones pueden no arrojar mucha luz sobre el funcionamiento del mercado laboral ya que los mercados podrían estar perfectamente integrados y, aún así, exhibir pocas migraciones; o bien podrían exhibir altas tasas migratorias estando muy poco integrados (Boyer y Hatton, 1997). En otras palabras, la integración de los mercados laborales y su funcionamiento eficiente pueden, o no, ser causados por las migraciones de zonas de bajos salarios a zonas de altos salarios. Una medida más efectiva de la integración de los mercados laborales es el salario ya que, a medida que los mercados laborales tienden a integrarse, deberían reducirse la dispersión y las diferencias salariales entre las regiones. Por esta razón, en este artículo se ha utilizado una nueva base de datos sobre salarios reales para mejorar sustancialmente los estudios previos sobre la integración de los mercados laborales en España durante la segunda mitad del siglo XIX y el primer tercio del siglo XX.

Esta investigación apunta en la dirección de una sustancial convergencia salarial entre mediados del siglo XIX y 1914. Habría también que indicar que en una fecha tan temprana como 1860, la integración de los mercados laborales españoles estaba en la misma línea que la de Francia, Estados Unidos, Prusia y Suecia. Debe destacarse que, hacia 1914, la integración del mercado laboral en el ámbito nacional era al menos tan alta como la que se verificaba en otros países europeos, incluyendo In-

¹ Estos temas están tratados con más detalle en la sección 3.

glaterra, y posiblemente más alta de lo que es hoy en día. Consistente con estos resultados es el hecho que nuestras diferentes estimaciones de la velocidad de convergencia β sugieren que las provincias con bajos salarios convergieron rápidamente a las provincias de altos salarios, si bien, la convergencia salarial intra-regional parece más importante que aquella inter-regional. En todo este proceso, las migraciones internas dan la impresión de tener un rol muy limitado.

En claro contraste, el shock de la Primera Guerra Mundial y el subsiguiente retroceso en la globalización, interrumpieron abruptamente este proceso provocando un incremento espectacular en las diferencias salariales de las regiones y provincias. Sin embargo, los resultados obtenidos parecerían indicar que la convergencia de salarios reapareció con virulencia durante los años veinte, acompañada, esta vez, por grandes migraciones internas y una notable redistribución del trabajo desde la agricultura hacia los servicios y la industria.

El resto del artículo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se revisa el concepto de integración de mercados laborales a fin de definir nuestro marco teórico. En la siguiente sección se analizan los mecanismos que determinan la integración de los mercados laborales (comercio, migraciones y movimientos de capital) en España durante el periodo en consideración. La sección 4 repasa los principales mecanismos de desintegración de mercados laborales, concretamente, shocks externos como la Primera Guerra Mundial. La sección 5 discute el patrón de integración de los mercados laborales en España utilizando la metodología de las regresiones de crecimiento económico. En esencia, consideramos el proceso de convergencia de salarios utilizando las dos clásicas medidas de convergencia (convergencia- σ y convergencia- β). Además, consideramos el rol de las migraciones como mecanismo de convergencia salarial en España. La última sección resume el artículo y propone direcciones futuras de investigación.

2. Definición de integración del mercado laboral

Antes de continuar, se necesita realizar un análisis sobre que se entiende por «integración del mercado laboral» ya que la literatura sobre mercados laborales no ha definido con precisión el concepto. De acuerdo a Collins (1999) esto se debe, al menos, a dos motivos principales. Primero, el concepto de integración de mercados laborales es inherentemente relativo dado que la igualación completa de los salarios rara vez se verifica en la realidad. Segundo, porque existen varios mecanismos que pueden provocar la integración de los mercados laborales.

Existen, al menos, dos tipos de razones por las cuales la igualación completa de los salarios en diferentes lugares es difícil de lograr, incluso si el mercado laboral exhibe arbitraje perfecto. Por un lado, los costes de mudarse de un lugar a otro necesariamente implican diferencias de salarios entre los diferentes lugares. Por otra parte, existe una larga lista de características, tanto observables como inobservables, que potencialmente afectan las diferencias regionales de salarios. La más importante es la heterogeneidad del trabajo. En nuestro estudio, este problema surge porque

nuestros datos sobre salarios reales corresponden a un promedio de todos los hombres adultos asalariados en cada provincia y ocupación. Obviamente, los trabajadores en distintas provincias pueden tener distintas edades, experiencia y educación. Manteniendo lo demás constante, los salarios presumiblemente serían más altos en provincias donde los trabajadores tuvieran una mayor dotación de capital humano. Una segunda fuente de diferencias en los salarios está dada por características específicas de la ubicación. En particular, una importante línea de investigación se ha centrado en las consecuencias, para los salarios, de una mayor urbanización. Los historiadores económicos han señalado que las incomodidades de la vida urbana, como las inadecuadas condiciones sanitarias y el hacinamiento, causaban que las regiones industriales tuvieran salarios más altos que las regiones rurales (Reher, 2001). Por el contrario, también existen muchas otras comodidades asociadas al tamaño de la ciudad. En particular, es más probable que la variedad de bienes y servicios sea mayor en las ciudades más grandes. Además, en términos de las condiciones del mercado laboral, las ciudades más grandes tienen mayor diversidad en las oportunidades laborales y mercados laborales definidos, los cuales pueden permitir una mejor combinación de las habilidades de los trabajadores con los requerimientos de los empleadores (Henderson, 1988). Algunos economistas también han enfatizado el efecto de un mejor clima sobre las disparidades de salarios ya que, muy probablemente, este incrementa la satisfacción de los residentes con una determinada ubicación geográfica (Ciccone y Hall, 1996). Una tercera causa de diferenciales salariales está dada por las condiciones de trabajo. Las profesiones pueden también diferir a lo largo de las provincias españolas en cuanto a los días, semanas o años de trabajo así como en cuanto al riesgo de desempleo (Simpson, 2000). Con todo lo demás constante, las regiones en donde el riesgo de desempleo es mayor y con menos días de trabajo por año, tendrán jornales presumiblemente más altos. Finalmente, una última fuente de variación de salarios que afecta particularmente a los trabajadores industriales, esta dada por las características de la empresa. La literatura reciente ha señalado que los salarios son más altos en empresas más grandes donde la cantidad de capital por trabajador es más grande (Rosés, 1998). En consecuencia, incluso en mercados laborales perfectamente integrados, diferencias salariales persisten entre los diferentes lugares. En otras palabras, la integración es una cuestión de grado, y es necesario establecer un criterio correcto de medición contra el cual las diferencias salariales puedan ser contrastadas.

Es importante señalar que la integración de los mercados laborales puede no solamente ser causada por las migraciones sino también por la integración de los mercados de capital y de bienes. Diferentes autores han incorrectamente identificado la movilidad geográfica con la integración de los mercados laborales (por ejemplo, Mikelarena, 1993). Desde su punto de vista, la respuesta principal a shocks distribuidos en forma dispar en mercados integrados está dada por los movimientos de trabajadores de las zonas de bajos salarios a las zonas de altos salarios. Mecanismos de ajuste distintos a las migraciones son, por tanto, ignorados. Sin embargo, en claro contraste, los estudios recientes encuentran que los flujos migratorios tienen un pequeño impacto negativo sobre los salarios de la zona receptora (Borjas, Freeman y

Katz, 1997). En consecuencia, es importante enfatizar que, de acuerdo a la teoría del comercio de Hecksher-Ohlin (Flam y Flanders 1991), el comercio en bienes puede sustituir o complementar a las migraciones de manera que el equilibrio pueda ser replicado sin, o con relativamente poco, movimiento de factores. En otras palabras, tanto las migraciones como el comercio incentivan la convergencia de los precios de los factores y, por tanto, la integración de los mercados laborales.

Para motivar este argumento, podemos utilizar el tradicional modelo Heckscher-Ohlin «2 × 2» (Flam y Flanders 1991). Este modelo parte de la base que hay dos regiones, dos bienes y dos factores de producción. Por ejemplo, las dos regiones podrían ser Castilla-La Mancha y Cataluña, los bienes, trigo y textiles, y los factores de producción, tierra y trabajo. Entonces, suponemos que la producción de trigo es relativamente intensiva en tierra y la producción de textiles relativamente intensiva en trabajo y que Castilla-La Mancha tiene una menor densidad de población que Cataluña (es decir, Castilla tiene abundancia en tierra mientras que Cataluña tiene abundancia en trabajo). Cuando las regiones empiezan a comerciar, Castilla exporta bienes cuya producción es intensiva en su factor abundante, la tierra, e importa bienes que son intensivos en su factor escaso, el trabajo, mientras que Cataluña hace exactamente lo contrario. Por lo tanto, Castilla exporta trigo e importa textiles y Cataluña exporta textiles e importa trigo. De este marco básico que nos brinda el modelo Heckscher-Ohlin, podemos fácilmente derivar el famoso teorema de Stolper-Samuelson. Si el precio relativo del trigo cae en Cataluña, entonces los recursos pasan de la agricultura, intensiva en tierra, a la producción de textiles, intensiva en trabajo, haciendo que la renta de la tierra baje y los salarios suban. De la misma manera, si el precio relativo del trigo en Castilla aumenta, se incrementan las rentas de la tierra y los salarios caen. La implicación de este argumento es que la integración de los mercados de bienes puede inducir la convergencia del precio de un factor de la producción (salario) sin necesitar movimientos de los factores (migraciones). Más específicamente, los inicialmente altos salarios castellanos y rentas catalanas disminuirán, mientras que los inicialmente bajos salarios catalanes y rentas castellanas aumentarán. En otras palabras, los salarios y las rentas de la tierra convergerán entre estas regiones sin necesidad de que movimientos de factores.

¿Cómo medir, entonces, la integración de los mercados laborales? Partiendo del principio que la cantidad de movimientos de factores no es una medida eficiente de la integración de los mercados, parece que las diferencias de salarios entre las regiones ofrecen una mejor perspectiva sobre ese proceso. Más específicamente, a medida que la integración de los mercados avanza, las diferencias salariales y su dispersión a lo largo de las regiones debería disminuir aunque la igualdad absoluta de los salarios rara vez se verifique.

3. Mecanismos de integración de los mercados laborales: comercio, migraciones y movimientos de capitales.

Es necesario insistir en que, de acuerdo al modelo de Heckscher-Ohlin, la convergencia de los salarios y, por lo tanto, la creciente integración de los mercados laborales puede ser un resultado de las migraciones, de los movimientos de capital y/o del comercio. En esta sección, repasaremos la evidencia disponible sobre estas diferentes fuerzas de integración de los mercados laborales en España.

La evidencia sugiere que las migraciones en España tuvieron una importancia marginal hasta principios del siglo xx mostrando el típico patrón común a los países del sur de Europa (Hatton y Williamson, 1998; Sánchez-Alonso, 2000b). España se incorporó tardíamente al proceso de migraciones en masa exhibiendo pequeños flujos migratorios, tanto externos como internos, durante la segunda mitad del siglo xix². De esta manera, en claro contraste con la mayoría de los países europeos pero no con Italia y Portugal³, los reducidos costes de transporte, los mejores flujos de información y las menores barreras institucionales a las migraciones, no condujeron a un dramático incremento en la movilidad laboral sino hasta las primeras décadas del siglo xx⁴. Además, a lo largo de este intervalo de 80 años, la intensidad, destinación y características de las migraciones Españolas variaron considerablemente

² Hay dos interpretaciones principales de estas bajas tasas migratorias. Por un lado, algunos historiadores económicos han culpado el bajo dinamismo de la agricultura española como causante de la gran proporción de trabajadores en ese sector y de la ausencia de las migraciones de zonas rurales a urbanas (NADAL, 1975, 1984; TORTELLA, 1987, 1994; PÉREZ MOREDA, 1987). Por otra parte, algunos autores han insistido en que la principal razón para los bajos niveles de migraciones internas era la poca atracción de la industria y las ciudades (SÁNCHEZ-ALBORNOZ, 1968; PRADOS DE LA ESCOSURA, 1988).

³ En Italia, las migraciones internacionales alcanzaron un máximo durante la primera década del siglo xx y las migraciones internas alcanzaron su máximo en los años veinte luego del retroceso de las migraciones internacionales (TREVES, 1976; SORI, 1979). En Portugal, en cambio, el gran movimiento desde el campo a las ciudades, fundamentalmente Lisboa, tuvo lugar durante la última década del siglo xix y las primeras de siglo xx mientras que las migraciones internacionales observaron un patrón muy similar al de Italia, alcanzando su máximo en la primera década del siglo xx (O'ROURKE y WILLIAMSON, 1999).

⁴ En la mayoría de los países de Europa Occidental, las migraciones se incrementaron hasta alcanzar un máximo alrededor en la década de 1880, disminuyendo desde entonces. Para el caso alemán véase HOCHSTADT (1999), para Inglaterra y Gales, BOYER (1997), y para Francia, TUGAULT (1973). Una clasificación de las tasas migratorias internacionales (por cada mil habitantes) por país de origen se presenta en O'ROURKE Y WILLIAMSON (1999), cuadro 7.1.

TABLA 1
MIGRACIONES NETAS EN ESPAÑA, 1877-1930

	Migraciones internas	Porcentaje sobre el total de la población	Migraciones internacionales	Porcentaje sobre el total de la población	Total	Porcentaje sobre el total de la población
1877-1887	369.424	2,2	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
1888-1900	428.253	2,0	177.602	0,8	605.855	2,8
1901-1910	565.830	2,9	578.094	3,0	1.143.924	5,9
1911-1920	583.123	2,8	50.113	0,2	633.236	3,0
1921-1930	968.581	4,3	89.898	0,4	1.058.479	4,7

NOTAS: Las migraciones internas fueron calculadas utilizando los datos censales sobre residentes de otras provincias y tasas de supervivencia intercensal. Las migraciones netas fueron calculadas utilizando estadísticas sobre las salidas de salidas y regresos de inmigrantes y tasas de supervivencia intercensal. Las migraciones internacionales netas son menos exactos que los datos sobre migraciones internas debido a una importante subestimación de los flujos de retorno. El porcentaje de la población total fue calculado utilizando la población promedio. Los números han sido redondeados.

FUENTE: Los datos sobre migraciones internas e internacionales provienen, respectivamente, de SILVESTRE (2002) y SÁNCHEZ-ALONSO (1995, capítulo 3).

Como se ve en la Tabla 1, se pueden distinguir tres periodos en la evolución de las migraciones españolas. Un periodo inicial, de 1857 a 1877, en el cual las migraciones internas parecen haber sido más importantes que las migraciones internacionales, a pesar de que las estadísticas internacionales no están disponibles a nivel detallado (Arango, 1987). Además, dado que los inmigrantes se desplazaban fundamentalmente desde las zonas rurales a la ciudad, las tasas de urbanización crecieron apreciablemente y algunas ciudades crecieron significativamente (Luna, 1988). En el periodo siguiente, entre 1877 y 1910, las tasas de urbanización y las migraciones internas crecieron muy lentamente. En cambio, las migraciones internacionales alcanzaron un máximo en la primera década del siglo xx sobrepasando ligeramente a las migraciones internas por primera vez (Sánchez-Alonso, 2000b). Debe señalarse, sin embargo, que las migraciones internacionales y nacionales en su conjunto fueron muy importantes, alcanzando a más de un millón de habitantes. Durante el tercer periodo, la década de 1910 y 1920, la situación cambió nuevamente a consecuencia de los desequilibrios en los mercados internacionales de trabajo (Williamson 1995), y los movimientos internos de trabajadores se incrementaron a niveles sin precedentes. Particularmente, en los años veinte, las migraciones internas permanentes involucraron a aproximadamente un millón de personas⁵.

⁵ Debería señalarse que las migraciones permanentes representaron una alta proporción del total de las migraciones pero no la totalidad ya que las migraciones temporarias alcanzaron aproximadamente el 25 por 100 de los movimientos migratorios totales entre 1877 y 1930 (SILVESTRE, 2005) En efecto, varios historiadores económicos han señalado que una parte de los movimientos migratorios eran temporales y de corta distancia dada la estacionalidad de la demanda laboral tanto en la agricultura como en las ciudades, particularmente para trabajo no calificado (CAMPS, 1995; FLORENCIO y LÓPEZ MARTÍNEZ, 2000; SIMPSON, 2000; SILVESTRE, 2005).

Las tasas de emigración variaban ampliamente entre las provincias españolas y aún así, durante el periodo 1878-1930 había cierta continuidad en la distinción entre provincias de atracción y provincias de expulsión. Las principales zonas de atracción (las provincias de Barcelona, Madrid, Vizcaya) ya habían asumido esta condición hacia 1877. De la última década del siglo XIX y hasta la Primera Guerra Mundial, Madrid y Barcelona incrementaron su importancia relativa como destinos principales de las migraciones internas recibiendo, en promedio, más del 70 por 100 del total de los inmigrantes. Estas cifras alcanzaron un máximo en los años veinte cuando estas dos provincias concentraban alrededor del 80 por 100 de los emigrantes internos⁶. Generalmente, se ha citado a la gran demanda laboral como explicación para esta extraordinaria concentración de las migraciones internas. De esta manera, frecuentemente se argumenta que el flujo de emigrantes iba de zonas agrarias y regiones atrasadas a provincias en proceso de urbanización e industrialización atraídos por las oportunidades laborales en la industria y los servicios urbanos (Mikelarena, 1993; Silvestre, 2001). Este razonamiento podría servir para explicar por qué las tres principales provincias de atracción (Barcelona, Madrid y Vizcaya) y otras provincias en proceso de industrialización e urbanización como Huelva, Cádiz, Sevilla y Valencia recibieron población durante una o más décadas del periodo. Sin embargo, también encontramos balances migratorios positivos en varias provincias agrarias del sur (Albacete, Ciudad Real, Córdoba y Jaén) que no experimentaron ningún proceso de industrialización o urbanización destacable. Todas estas provincias compartían algunas características como la distribución desigual de la tierra o el predominio de trabajadores sin tierra. El balance migratorio positivo en estas provincias puede ser explicado por un incremento en la demanda laboral de trabajadores agrarios el cual, a su vez, era provocado por un incremento del área cultivada y por algunos cambios tecnológicos intensivos en capital en los latifundios (Simpson, 2000).

Es también posible apreciar cierto patrón regular en las provincias que expulsaban inmigrantes. En particular, las provincias del norte del país, excepto las provincias vascas y Guipúzcoa, concentraron una gran proporción del monto total de emigrantes a destinos tanto dentro como fuera del país. Más específicamente, el 62 por 100 de los inmigrantes españoles se generaron en regiones como Aragón, Asturias, Islas Baleares, Castilla y León, y Galicia. En contraste, la imagen es confusa en el sur y el este del país, ya que mientras algunas provincias experimentaban altas tasas migratorias, otras, aun teniendo características similares y estando ubicadas cerca de zonas de alta migración, evidenciaron bajas o nulas migraciones.

La movilidad del capital tiene también profundas implicancias en términos de convergencia de salarios ya que permite que las regiones de bajos salarios inviertan y, luego, experimenten un crecimiento económico más rápido del que habrían tenido de otra forma. Como es bien sabido, al final del siglo XIX se observaron flujos internacionales mayores en escala a los que se habían visto hasta entonces o se verían después (O'Rourke y Williamson, 1999). La mejor evidencia del alcance de esta integración de los mercados de capital es que tanto los tipos de interés nominales

⁶ Para un análisis de las principales zonas de atracción véase MIKELARENA (1993) y SILVESTRE (2001).

como los reales de los países europeos exhibieron un alto nivel de correlación entre 1870 y 1914.

A pesar de que los datos españoles sobre la integración de los mercados internos de capital tienen sus problemas⁷, toda la difusa evidencia parecería señalar que la integración de dichos mercados se intensificó durante la segunda mitad del siglo XIX⁸. En efecto, la evidencia disponible parecería indicar que el coste de hacer negocios entre las distintas regiones se redujo considerablemente. De 1840 en adelante, los sucesivos gobiernos condujeron importantes reformas monetarias y financieras que beneficiaron la integración de los mercados regionales. Además, el examen de la convergencia regional de los tipos de interés de las letras de cambio a la vista sugiere que la integración de los mercados de capital se completa al inicio de la segunda mitad del siglo XIX. Más específicamente, reflejan una rápida convergencia de precios entre las regiones a partir de 1850 (Castañeda y Tafunell, 1993). Esta caída en las diferencias entre los tipos de interés interregionales de corto plazo puede ser atribuida a importantes avances en la red de telégrafos, y a profundos cambios del sistema bancario. Las primeras líneas de telégrafos fueron instaladas en 1855 y se desarrollaron rápidamente durante las siguientes décadas, uniendo todas las ciudades españolas. Simultáneamente, el sistema bancario experimentó notables mejoras. Desde, por lo menos, el siglo XVIII, la transferencia de capital entre los mayores centros financieros estaba basada en un sistema de letras de cambio y una red de comerciantes-banqueros radicados en cada ciudad. Por esta razón, los tipos de cambio de corto plazo variaban de una ciudad a la otra. En 1842, el gobierno autorizó la formación de varios bancos privados organizados como sociedades anónimas a las cuales les fue otorgado el derecho a emitir billetes. Estos billetes tenían curso legal en la misma ciudad en la que habían sido emitidos pero no eran aceptados en otras. Sin embargo, la existencia de estos bancos incrementó considerablemente los movimientos de capital a lo largo de España. Este sistema de múltiples bancos de emisión fue abolido en 1874 cuando el Banco de España se transformó en el único banco emisor (Tortella, 1994). Once años después, en 1885, estableció la primera red de sucursales a escala nacional que permitía movimientos de capital entre las ciudades a tipos de interés constantes y bajos, integrando, de esta manera, el mercado financiero nacional.

Respecto a la integración de los mercados de bienes, hay cierta disputa en cuanto a la exacta cronología aunque, sin embargo, existe acuerdo en el sentido que ésta debió progresar a lo largo del siglo. La interpretación tradicional es que el mercado nacional se integró durante la segunda mitad del siglo XIX ante el drástico crecimiento de la red de ferrocarriles y telégrafos (Sánchez-Albornoz, 1975; Gómez Mendoza, 1982). En contradicción, una nueva oleada de historiadores económicos

⁷ Por lo que sabemos no se ha recogido evidencia sobre los tipos de interés o los movimientos de capital entre las regiones españolas durante el periodo.

⁸ Las mismas pruebas utilizadas para establecer integración en los mercados de capital o de trabajo pueden ser usadas para estimar la integración de los mercados de capital (O'ROURKE y WILLIAMSON, 1999). Por lo tanto, a medida que la integración de los mercados de capital avanza, las brechas de los tipos de interés así como su dispersión deberían reducirse.

argumenta que las regiones españolas estaban integradas en un mercado nacional para los productos básicos hacia 1850 y que la integración no avanzó demasiado durante la segunda mitad del siglo. De esta manera, de acuerdo a su punto de vista, una gran parte de la convergencia de precios ocurrió antes de 1850 como consecuencia de las reformas liberales y las importantes mejoras en el transporte terrestre y marítimo y los sistemas de comunicación, las cuales ocurrieron el cuarto de siglo previo (Barquín, 1997; Martínez Vara, 1999).

4. Los mecanismos de desintegración del mercado laboral

En un mercado laboral integrado, es posible que shocks externos sobre los precios generen divergencia en los salarios a corto plazo, aunque estos deberían volver a sus niveles relativos previos (estado estacionario) en el medio o largo plazo⁹. Esto generaría la impresión de malfuncionamiento de los mercados ya que la dispersión de los salarios se incrementaría. Para generar esta aparente desintegración de los mercados laborales es preciso que los shocks generen efectos sobre los precios de los factores que no estén uniformemente distribuidos a lo largo de las regiones españolas (provincias) y que los salarios no sean completamente rígidos¹⁰. El razonamiento es concluyente. Siguiendo el esquema básico de Heckscher-Ohlin, más específicamente el teorema de Stolper-Samuelson, «cualquier interferencia que incrementa el precio local de los bienes de importación debe, inequívocamente, beneficiar al factor de la producción utilizado intensivamente en la producción del bien que compite con las importaciones». Por lo tanto, un shock externo al precio que afecte a ciertas industrias beneficiará a los propietarios de los factores de la producción utilizados intensivamente en esas industrias. Además, dado que las industrias no están uniformemente distribuidas a lo largo del país debido a las diferencias en la ventaja comparativa, los shocks externos afectarán más a ciertas regiones (provincias) que a otras, provocando divergencia en los salarios. Si los mercados funcionaran bien, este proceso se invertirá cuando se activaran nuevamente los mecanismos de integración. En otras palabras, después de un periodo de grandes shocks en los precios que rompieran el equilibrio salarial previo, los salarios tenderían a converger nuevamente. De esta manera, la velocidad de retorno a los niveles previos puede servir para identificar la eficiencia de los mercados laborales.

Durante el periodo en consideración, el mercado laboral español fue afectado por un shock externo fundamental: la Primera Guerra Mundial y la subsiguiente marcha atrás en la globalización. Existe un amplio consenso entre los historiadores españoles sobre la importancia de este shock y su dispar distribución entre las in-

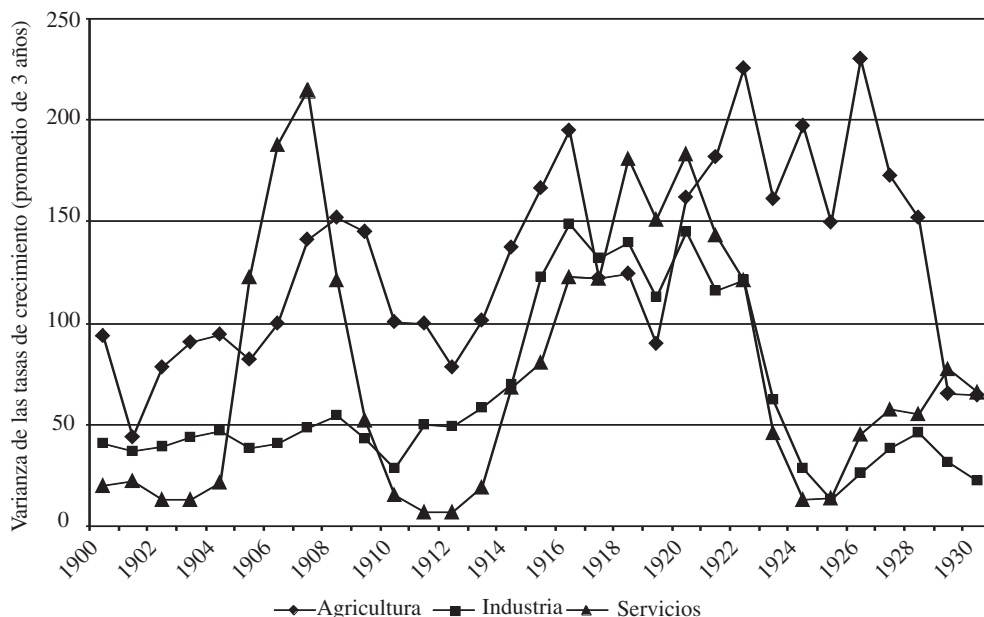
⁹ Más formalmente, un shock externo a los precios puede causar divergencia- σ en el corto plazo aunque, si los mercados funcionaran bien, deberíamos observar convergencia- β hasta que los salarios vuelvan a los niveles previos de integración. En este caso, la velocidad de convergencia- β es un indicador de la eficiencia de los mercados en respuesta a shocks externos.

¹⁰ En el caso de salarios rígidos, de acuerdo a los tradicionales modelos keynesianos, la consecuencia sería mayor paro y grandes fluctuaciones del producto interno bruto.

dustrias. La neutralidad española modificó el patrón de especialización internacional de la economía española facilitando un rápido e inesperado crecimiento de las exportaciones y una caída de las importaciones. El balance de pagos registró un notable incremento sobre sus tradicionales saldos positivos y el ingreso de capital extranjero alcanzó niveles sin precedentes. El boom exportador benefició a ciertos productos (como los textiles, la maquinaria y los productos químicos) los cuales eran tradicionalmente vendidos en un mercado local ampliamente protegido ya que los productores españoles de estos bienes no eran competitivos internacionalmente. De la misma manera, la alteración del transporte marítimo generado por la guerra aceleró el proceso de sustitución de importaciones en el sector industrial beneficiando ampliamente a los productores locales de maquinaria. En cambio, las exportaciones tradicionales españolas (como los cítricos o minerales) cayeron abruptamente como consecuencia de la guerra. En consecuencia, algunas industrias se beneficiaron de los altos precios y los beneficios extraordinarios mientras que otras entraron en crisis. Más destacadamente, este shock no se tradujo en mayor crecimiento del PIB sino en mayores tasas de inflación, es decir, la oferta española se mostró parcialmente inelástica al incremento en la demanda extranjera. Así, el crecimiento del PIB español fue incluso más bajo del que se registró en periodos anteriores o el que se registraría en periodos posteriores (Prados de la Escosura, 2003).

Para aproximar los efectos de estos shocks externos analizamos la dispersión de los precios. Si los shocks externos son completamente inesperados y afectan en forma dispar a distintas industrias, se debería observar un considerable incremento en la dispersión de los precios en el ámbito nacional. En otras palabras, si la demanda relativa de los bienes producidos por cada industria variara significativamente, uno debería observar que la dispersión de los precios relativos también se incrementa.

FIGURA 1
DISPERSIÓN DE LOS PRECIOS, 1900-1930



NOTAS: La dispersión de los precios se mide como la varianza del logaritmo de la tasa de crecimiento de los precios (media centrada de 3 años) de los correspondientes grupos de series (agricultura, industria y servicios). Las series de agricultura provienen de los deflatores del valor añadido (deflatores implícitos de PIB) de los cereales, vegetales, patatas, aceite, vino, lana cruda, seda cruda, carne, huevos, fertilizantes, productos forestales y pescado. Las series de industria provienen de los deflatores del valor añadido (deflactor implícito del PIB) de los siguientes sectores: Alimentos, bebidas y tabaco; textil; indumentaria y zapatería; Madera, corcho y muebles; Piedra, arcilla, vidrio y cemento; Metal, básico; Metal: transformación y maquinaria; Material de transporte; Otras manufactureras; Industrias extractivas; Servicios Públicos; Construcción y Servicios Públicos. Las series de servicios provienen del deflactor del valor añadido (deflactor implícito del PIB) de los siguientes sectores: Transporte; Comunicaciones; Comercio mayorista y minorista; Banca y seguros; Propiedad de viviendas; Administración pública; Educación; Salud; Otros servicios; Hoteles, restaurantes y ocio; Servicio doméstico; y Profesiones Liberales.

FUENTE: De todas las series PRADOS DE LA ESCOSURA (2003).

La Figura 1 ilustra la creciente dispersión de los precios entre los principales sectores a consecuencia de la Primera Guerra Mundial. Para ser más preciso, la dispersión de los precios agrícolas se incrementó de 1906 a 1910, probablemente como consecuencia de las nuevas tarifas aduaneras de 1906 (Tena, 1999); disminuyó hasta 1913; se incrementó nuevamente a partir de 1914 continuando a niveles más altos hasta 1929. La dispersión de los precios industriales fue incluso más sensible a la Primera Guerra Mundial ya que se situó a niveles más bajos excepto durante el periodo de la guerra. Finalmente, la dispersión en los precios de las industrias de servicio siguió un patrón intermedio: respondió a las tarifas aduanera de 1906, como los precios agrarios, y a la Primera Guerra Mundial pero cayeron a niveles más bajos luego de este episodio tal como los precios industriales.

5. Evidencia sobre la integración de los mercados laborales

Existen varias alternativas que pueden utilizarse para estimar la intensidad de la integración de los mercados laborales. Boyer y Hatton (1994) analizan el coeficiente de correlación de las variaciones salariales a corto plazo en dos lugares distintos. En este marco, cuanto mayor sea el coeficiente de correlación, mayor será el grado de integración de dos mercados laborales. Utilizaremos, en cambio, la metodología de los estudios de crecimiento, como en Collins (1999), para explorar la integración regional de los mercados laborales españoles justificados por el hecho de que esta investigación se concentra en su evolución en el largo plazo tal como es reflejada por el movimiento de los salarios¹¹. Específicamente, consideraremos el proceso de integración de los mercados laborales entre las provincias españolas utilizando dos medidas básicas de convergencia propuestas por Barro y Sala-i-Martin (1995). La primera es la denominada «convergencia- σ » la cual se refiere a la tendencia a la baja en la dispersión de corte transversal, y es equivalente a la medida de integración de mercados de Williamson (1995), mientras que la segunda es la «convergencia- β » la cual se refiere a la tendencia de las regiones (provincias) con salarios inicialmente más bajos a experimentar un mayor crecimiento de salarios que el experimentado por las regiones (provincias) de altos salarios. En este marco, a medida que la integración progresa, tanto la convergencia- σ como la convergencia- β se producen simultáneamente.

Para medir convergencia- σ utilizaremos el coeficiente de variación no ponderado. El coeficiente de variación en el año t es la desviación típica de los salarios de la muestra considerada dividida por los valores medios de la muestra. Si el coeficiente de variación desciende a lo largo del tiempo, es posible identificar convergencia- σ . En la Tabla 2 se presentan los cálculos para las diferentes ocupaciones y 7 regiones.

¹¹ Además, dada la ausencia de series anuales, no se han podido utilizar modelos de corrección de errores u otro tipo de análisis de series temporales.

TABLA 2
CONVERGENCIA- σ EN SALARIOS REALES ENTRE LAS REGIONES
ESPAÑOLAS

A. Trabajadores Agrarios	1854	1874	1910	1914	1920	1925	1930
España (48)	0,247	0,209	0,168	0,177	0,365	0,348	0,316
Andalucía (8)	0,147	0,118	0,091	0,124	0,245	0,244	0,149
Valle del Ebro (7)	0,173	0,135	0,123	0,142	0,435	0,224	0,378
Mediterráneo(8)	0,234	0,268	0,238	0,199	0,224	0,301	0,237
Norte (8)	0,228	0,202	0,144	0,121	0,223	0,263	0,220
Castilla y León (9)	0,228	0,072	0,095	0,096	0,272	0,245	0,332
Castilla-La Mancha (8)	0,277	0,263	0,141	0,110	0,240	0,269	0,212
B. Peones Urbanos No Calificados	1860			1914	1920	1925	1930
España (48)	0,146			0,159	0,220	0,188	0,181
Andalucía (8)	0,062			0,131	0,135	0,089	0,139
Valle del Ebro (7)	0,137			0,114	0,171	0,107	0,092
Mediterráneo(8)	0,097			0,078	0,167	0,110	0,161
Norte (8)	0,230			0,164	0,217	0,193	0,220
Castilla y León (9)	0,094			0,178	0,205	0,172	0,122
Castilla-La Mancha (8)	0,173			0,101	0,107	0,174	0,128
C. Trabajadores Industriales Urbanos	1860		1896	1914	1920	1925	1930
España (48)	0,213		0,211	0,138	0,200	0,190	0,155
Andalucía (8)	0,161		0,091	0,092	0,129	0,112	0,113
Valle del Ebro (7)	0,071		0,139	0,095	0,104	0,163	0,119
Mediterráneo(8)	0,109		0,215	0,126	0,110	0,089	0,101
Norte (8)	0,183		0,326	0,155	0,235	0,215	0,175
Castilla y León (9)	0,173		0,224	0,084	0,172	0,110	0,088
Castilla-La Mancha (8)	0,259		0,235	0,078	0,122	0,111	0,114

NOTAS: Se ha utilizado como medida de convergencia- σ al coeficiente de variación no ponderado. El número de provincias en cada región entre paréntesis. Se ha dividido España en seis macro-regiones de acuerdo a la similitud de las características (el denominado principio de homogeneidad). Cada macro-región incluye un mínimo de 7 provincias y un máximo de 9 provincias. Andalucía contiene las observaciones de las siguientes provincias: Almería, Cádiz, Córdoba, Granada, Huelva, Jaén, Málaga y Sevilla. El Valle del Ebro incluye Álava, Huesca, Lérida, Logroño, Navarra, Teruel y Zaragoza. La región Mediterránea contiene las provincias de Alicante, Baleares, Barcelona, Castellón, Gerona, Murcia, Tarragona y Valencia. El Norte incluye La Coruña, Guipúzcoa, Lugo, Orense, Oviedo, Pontevedra, Santander y Vizcaya. Castilla y León contiene las provincias de Ávila, Burgos, León, Palencia, Salamanca, Segovia, Soria, Zamora y Valladolid. Finalmente, Castilla-La Mancha incluye Albacete, Badajoz, Cáceres, Ciudad Real, Cuenca, Guadalajara, Madrid y Toledo.

FUENTE: Los datos proceden de ROSÉS y SÁNCHEZ-ALONSO (2004).

La Tabla 2 documenta la dispersión de los salarios reales entre 1854 y 1930. Al inicio, la dispersión de salarios era más baja para los peones urbanos no calificados que para las otras dos ocupaciones. Hacia 1914, las diferencias en la dispersión de salarios entre las distintas ocupaciones se reducen drásticamente para incrementarse nuevamente durante los años veinte. Uno puede argumentar que existe un claro paralelo entre la evolución de estos coeficientes de variación y la dispersión de los precios (véase Figura 1). De esta manera, parece que no es una mera coincidencia que la mayor dispersión de precios y salarios correspondieran a la agricultura mientras que la dispersión de precios y salarios en la industria y los servicios es significativamente menor.

La evidencia recopilada en la Tabla 2 también parece indicar la presencia de tres regímenes diferentes para las tres ocupaciones. En el caso de los trabajadores agrarios, el estadístico cae de 0,25 a 0,18 de 1854 a 1914; de 1914 a 1920, el coeficiente de variación se incrementa a 0,36; y de 1920 a 1930 vuelve a caer nuevamente a 0,31. De la misma forma, el caso de los trabajadores industriales urbanos, el coeficiente de variación cae de 0,21 a 0,13 de 1860 a 1914, se incrementa en el período intermedio y vuelve a decaer nuevamente en los años veinte¹². Los movimientos del coeficiente de variación para los peones urbanos, el cual se aparta de los coeficientes de variación más bajos, evolucionaron de forma diferente exhibiendo también tres regímenes: hasta 1914 no evidenciaron convergencia¹³, registraron divergencia en el período intermedio (1914-1920), mientras que, durante los años veinte, el coeficiente muestra un regreso incompleto y lento a los niveles previos a la Primera Guerra Mundial.

Comparando las tendencias de los precios (Figura 1) y los salarios (Figura 2), se pueden observar notables paralelismos que indicarían que la dispersión de los salarios es probablemente guiada por la dispersión en los precios tal como sugerimos en la sección 4. Así, el incremento de la dispersión de los precios que afecta a la agricultura, industria y servicios durante la Primera Guerra Mundial correspondió a un incremento similar en la dispersión de los salarios en las tres ocupaciones. De la misma forma, el descenso de la dispersión de precios en la industria y los servicios en el período posterior a la guerra encontró un marcado paralelismo con la bajada de la dispersión de los salarios tanto de los trabajadores no calificados(servicios) como de los trabajadores industriales. Siguiendo el mismo argumento, uno puede observar como la ausencia de convergencia en los salarios agrarios durante los años veinte se corresponde bastante bien con los altos niveles de dispersión de los precios agrarios¹⁴.

¹² Debería notarse que la evidencia sobre los drásticos incrementos en el coeficiente de variación durante la Primera Guerra Mundial y en el periodo sucesivo es robusta a especificaciones alternativas. En otras palabras, la divergencia a lo largo de este periodo se encuentra confirmada por los datos anuales.

¹³ Sin embargo, sólo dos regiones (Andalucía y Castilla-León) provocaron esta divergencia mientras que el resto del país experimentó convergencia- σ .

¹⁴ Desde luego, estas son simplemente observaciones preliminares que requerirán un mayor análisis en el futuro.

Puede ser útil analizar este patrón de convergencia- σ . La tendencia nacional hacia la convergencia (divergencia) es raramente replicada por todas las regiones con la excepción de los salarios agrarios en el periodo de 1854 a 1914 y el periodo de divergencia de 1914 a 1920, cuando esta tendencia es prácticamente universal afectando a 17 de las 18 observaciones. Durante el periodo inicial, de 1854 a 1914, el coeficiente de variación de los salarios cae en 14 de las 18 observaciones y en el periodo 1920-1930 desciende en 12 de las 18 observaciones. Además, es muy difícil apreciar una distribución ocupacional o geográfica en las observaciones atípicas (*outliers*) ya que estas aparecen distribuidas uniformemente entre las regiones.

Dado que la integración de los mercados en una cuestión de grados, parece necesario comparar nuestros coeficientes de variación de los salarios reales con coeficientes similares correspondientes a otros países. Al inicio del periodo en consideración (1860), los coeficientes españoles se situaban entre un máximo de 0,25 para los trabajadores agrícolas a un mínimo de 0,15 para los peones urbanos. Los coeficientes de los peones urbanos no calificados eran comparativamente más bajos (en comparación con los coeficientes ingleses) mientras que los coeficientes de los trabajadores agrícolas e industriales estaban en línea, o incluso eran ligeramente mayores, que los coeficientes equivalentes para Prusia, Suecia, Francia y los Estados Unidos. Por lo tanto, parece que el mercado para los trabajadores no calificados estaba más integrado que en los países Europeos. Para 1914, en términos europeos, los coeficientes de variación de los salarios reales españoles eran aún más normales. Fluctuaban de 0,177 para trabajadores agrarios a 0,138 para trabajadores industriales urbanos mientras que en la Europa de comienzos del siglo xx se ubicaban entre un mínimo de 0,15 para los trabajadores de las granjas inglesas y galesas a un máximo de 0,2 para el trabajo no calificado en Suecia (Boyer y Hatton, 1994, Cuadro 5.4). En la India, en cambio, el coeficiente de variación de los salarios reales era más alto que en España fluctuando de un mínimo de aproximadamente 0,2 a un máximo de 0,37 (Collins, 1999).

En resumen, los resultados obtenidos sobre convergencia- σ no son concluyentes: se registró una significativa convergencia en varios periodos pero también se verificaron fuertes interrupciones en este proceso durante el periodo 1914-1920. Asimismo, algunas ocupaciones y regiones no experimentaron un patrón global de convergencia. ¿Qué significa esto en realidad? Se puede sugerir que las fuerzas de la convergencia podrían haber sido débiles en el país y que, tomando España como un todo, los mercados laborales no se encontraban en equilibrio ya que existían oportunidades de arbitraje no explotadas. Sin embargo, hay al menos dos explicaciones alternativas menos astringentes con la idea de un mercado laboral crecientemente integrado. Primero, es posible que algunas variaciones aleatorias en la heterogeneidad del trabajo, características específicas del lugar, condiciones laborales y características de las empresas hayan tenido lugar durante el periodo. Por lo tanto, la «verdadera» desviación típica de los salarios luego de descontar estos cambios es, en realidad, menor a la calculada. En otras palabras, si medimos el salario medio con error, nuestros estimadores de convergencia- σ tendrían un sesgo sentido opuesto a la hipótesis de convergencia, guiándonos hacia rechazar la hipótesis de mercados in-

tegrados cuando, en realidad, no se debería. Es importante resaltar que en ausencia de algún patrón ocupacional o geográfico en las observaciones atípicas durante los periodos de convergencia total (1860-1914 y 1920-1930) esta parecería ser una explicación razonable para la mayoría de los uniformemente distribuidos episodios de divergencia durante estos periodos. Segundo, y más importante, es probable que la convergencia- β ocurra sin una reducción de la dispersión en la renta debido a que las fuerzas de integración de los mercados, las cuales tienden a reducir la dispersión de la renta, podrían verse contrarrestadas por shocks aleatorios a la oferta y la demanda los cuales mantienen la dispersión inicial (Barro y Sala-i-Martin, 1995). En otras palabras, shocks que afectaron ciertas ocupaciones y regiones perturbaron la tendencia agregada hacia una mayor integración del mercado¹⁵. Precisamente, esta parece una razonable explicación de la divergencia del periodo 1914-1920. Tal como se muestra en la Figura 1, durante la Primera Guerra Mundial, la dispersión de los precios se incrementó sustancialmente.

Dado que estos hallazgos sobre la convergencia no son aún concluyentes, se explorará una evidencia más directa. A partir de ahora utilizamos datos sobre los salarios reales de las provincias españolas para estimar la velocidad de convergencia- β . Es decir, estimaremos la tasa a la cual las regiones de salarios más bajos crecieron por encima de las regiones de salarios más altos. Hay también dos tipos de convergencia β : *incondicional* y *condicional*. Siguiendo a Barro y Sala-i-Martin (1995), la convergencia es condicional si la tasa de crecimiento de los salarios está negativamente correlacionado con el nivel inicial de los salarios manteniendo constante otras variables, como los niveles iniciales de capital físico y humano. En contraste, la convergencia *incondicional* no requiere que ninguna variable se mantenga fija. La forma básica de la ecuación de convergencia *incondicional* es:

$$\frac{1}{T} \ln \left[\frac{W_{i,final}}{W_{i,inicial}} \right] = \alpha + \Theta \ln (W_{i,inicial}) + \varepsilon_i \quad [1]$$

Donde T es el número de años considerado, y W es el salario real en la provincia i . Esta ecuación puede ser estimada por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Siguiendo a Barro y Sala-i-Martin (1995), es fácil derivar de esta ecuación la tasa anual de convergencia β . Esta puede ser computada como: $-(1/T) \ln (\Theta T + 1)$, donde Θ es el coeficiente de la regresión correspondiente a $\ln (W_{i,inicial})$. En esta regresión, un coeficiente negativo sobre los valores iniciales indicaría convergencia. Sin embargo, estos contrastes resultan afectados por problemas de medición (Quah, 1993; Levine y Renelt, 1992).

Hay dos problemas de medición básicos que necesitan ser tratados. El primero ocurre si nuestra variable de interés, $\ln (W_{i,inicial})$, continua siendo estadísticamente significativa con el signo teóricamente predicho cuando introducimos un conjunto

¹⁵ De acuerdo a BARRO y SALA-I-MARTIN (1995), la presencia de estos shocks aleatorios específicos a las provincias o regiones implican que la dispersión de los salarios de estado estacionario es mayor de cero. En consecuencia, dependiendo de si la dispersión inicial está por debajo, por encima o a la par de su valor de estado estacionario, la dispersión de los salarios se expandirá, reducirá o permanecerá constante.

de variables condicionantes de la regresión (Levine y Renelt, 1992); es decir, cuando uno estima una regresión de convergencia *condicional*. En otras palabras, deberíamos contemplar la heterogeneidad entre las provincias y, por tanto, eliminamos de nuestra regresión el supuesto de que todas las provincias tienen los mismos parámetros. Esto implica que las provincias difieren en sus posiciones de estado estacionario y que los salarios crecen más aprisa cuanto más alejado se encuentra una provincia de su propio estado estacionario (Barro y Sala-i-Martin, 1995). Para hacer ello, introducimos en nuestras regresiones de convergencia los niveles iniciales de capital físico y humano como control básico sobre la presencia de diferentes estados estacionarios. Algebraicamente, la nueva ecuación de convergencia *condicional* es:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{W_{i,final}}{W_{i,inicial}} \right) = \alpha + \Theta \ln (W_{i,inicial}) + \Phi \ln (H_{i,inicial}) + \Lambda \ln (K_{i,inicial}) + \varepsilon_i \quad [2]$$

Donde H es la tasa de alfabetización la cual reflejaría el capital humano y K es la tasa de urbanización la cual debería reflejar la cantidad de capital físico para la provincia i en el año designado¹⁶. Estimaremos también esta ecuación por MCO. Si el coeficiente correspondiente a $\ln (W_{i,inicial})$ en la ecuación [2] difiere significativamente de aquel hallado para la ecuación [1], esto implicaría que los salarios no están convergiendo a un valor de estado estacionario nacional sino que, por el contrario, tenemos distintos estados estacionarios dependiendo de las dotaciones provinciales de capital físico y humano. El resultado contrario indicaría la existencia de una convergencia nacional *incondicional* independiente de las dotaciones iniciales de capital físico y humano en las provincias.

También podríamos llevar nuestro contraste de la hipótesis de convergencia β *condicional* un paso más adelante. De esta forma, consideramos que los salarios están convergiendo a distintos estados estacionarios influenciados tanto por el capital físico y humano como por la geografía. En otras palabras, siguiendo a Barro y Sala-i-Martin (1995), estimamos la ecuación [2] (convergencia *condicional*) incluyendo variables ficticias (*dummy*) regionales a través de la metodología de las Regresiones Aparentemente No Relacionadas (SUR, por sus siglas en inglés)¹⁷. Este procedimiento permite incluir efectos regionales que están correlacionados en el tiempo. Cuando los coeficientes computados con las variables regionales son similares a los obtenidos en las regresiones previas de convergencia *condicional* e *incondicional*, uno puede sugerir que la velocidad a la cual las medias de las seis regiones convergen no es sustancialmente diferente de la velocidad a la cual las medias de las provincias, dentro de cada región, convergen hacia el estado estacionario nacional.

Una segunda fuente de error de medición está dada por la posibilidad de que la distribución de los errores no sea uniforme a lo largo de las variables. La tasa anual

¹⁶ Se definen las tasas de alfabetización como el número de personas que saben leer y escribir por cada cien habitantes y la tasa de urbanización como la cantidad de población que habita en ciudades de al menos 25.000 habitantes por cada 100 habitantes. Las fuentes sobre alfabetización y urbanización son NÚÑEZ (1992) y LUNA (1988) respectivamente.

¹⁷ Las regiones son las mismas que en la Tabla 2.

de convergencia β se calcula utilizando datos de dos periodos. Si los datos iniciales sobre salarios fueron medidos con mayor error que los datos posteriores, nuestras estimaciones de Θ están sesgadas. Una clásica solución al problema es calcular la ecuación invertida pero Quah (1993: 434) muestra que este método no da mayor información sobre las propiedades de convergencia a lo largo del tiempo. Por lo tanto, deberíamos emplear la técnica de «Error en las variables» (EIV, por sus siglas en inglés). Para obtener una estimación consistente de la tasa de convergencia β utilizando esta técnica, necesitamos identificar la razón entre la varianza de los valores de $\ln(W_{i, inicial})$ verdaderos y observados. Típicamente, uno puede aproximar esta razón comparando las varianzas de la muestra considerada y de toda la población. Desgraciadamente, en este caso el procedimiento no parece apropiado ya que la varianza para España como un todo es probable que contenga el mismo error de medición que la muestra completa de las provincias. En consecuencia, se experimenta en estas regresiones EIV con niveles de confiabilidad alternativas desde un mínimo de 50 por 100 a un máximo de 99 por 100 (es decir, el error de medición está entre 50 y 1 por 100) pero sin obtener cambios significativos en los resultados¹⁸.

En resultados no presentados, también intentamos tratar el error de medición con variables instrumentales (IV, por sus siglas en inglés). Los instrumentos incluían valores rezagados de la variable original $\ln(W_{i, inicial})$. Los valores rezagados son candidatos razonables como instrumentos ya que la correlación de los residuos en las regresiones de crecimiento de salarios nunca fue sustancial. Sin embargo, esta técnica no resultó útil dado que los coeficientes estimados están cerca de los coeficientes MCO mientras que los errores típicos se incrementaron, en congruencia con instrumentos débiles. La razón es que, como se muestra en el análisis previo de convergencia- σ , las condiciones de la oferta y la demanda variaron significativamente entre un período y el otro.

En las Tablas 3 a 5, presentadas a continuación, se muestran nuestras estimaciones de convergencia- β para trabajadores agrícolas, trabajadores urbanos no calificados y trabajadores urbanos industriales respectivamente. Adelantando los hallazgos de estas Tablas, se debe destacar que las regresiones parecen reafirmar nuestras conclusiones previas sobre la existencia de tres regímenes en el mercado laboral español desde mediados del siglo XIX hasta 1930: dos periodos de convergencia (de mediados del siglo XIX hasta 1914 y durante los años veinte) y un periodo de no-convergencia o incluso divergencia (1914-1920). En los tres cuadros, y en todo los tipos de modelos de convergencia, el coeficiente estimado de $\ln(W_{i, inicial})$ es negativo y significativo (como el modelo de convergencia pronosticaría) en los periodos de mitad del siglo XIX a 1914 y de 1920 a 1930 mientras que es no-significativo en el periodo intermedio (de 1914 a 1920). Los estimadores conjuntos para todo el periodo señalaron que la tendencia de largo plazo hacia la convergencia de salarios fue mayor que el shock de divergencia del periodo 1914-1920¹⁹. Asimismo, la tasa de convergencia β asociada era mayor en los años veinte que en el periodo anterior.

¹⁸ En las Tablas se presenta la estimación basada en un nivel de confiabilidad del 85 por 100.

¹⁹ Nótese que el R -cuadrado y los estadísticos F son mayores en los dos sub-periodos que en el periodo completo. Esto puede ser explicado apelando al hecho que las condiciones de oferta y demanda variaron más drásticamente en el largo plazo que en el corto plazo.

TABLA 3
REGRESIONES DE CONVERGENCIA- β : TRABAJADORES AGRÍCOLAS

Periodo	Descripción de la información	(1) MCO incondicional	(2) MCO condicional	(3) SUR condicional	(4) EIV condicional
(a) 1854-1914	$\ln(W_{inicial})$	-0,0152	-0,0145	-0,0110	-0,0179
	Error típico	(0,0016)	(0,0017)	(0,0016)	(0,0017)
	R-cuadrado	0,65	0,65	0,67	0,78
	Estadístico F	87,54	30,22	21,49	44,91
	β Asociado	0,0405	0,0340	0,0180	<i>n.d.</i>
(b) 1914-1920	$\ln(W_{inicial})$	-0,0309	-0,0107	0,0137	-0,0127
	Error típico	(0,0442)	(0,0435)	(0,0227)	(0,0517)
	R-cuadrado	-0,01	0,13	0,13	0,13
	Estadístico F	0,49	2,27	0,99	2,29
	β Asociado	0,0342	0,0111	-0,0132	0,0132
(c) 1920-1930	$\ln(W_{inicial})$	-0,0489	-0,0511	-0,0189	-0,0609
	Error típico	(0,0123)	(0,0127)	(0,0080)	(0,0146)
	R-cuadrado	0,24	0,25	0,29	0,34
	Estadístico F	15,71	6,09	2,06	6,56
	β Asociado	0,0671	0,0715	0,0209	0,0939
(d) 1854-1930	$\ln(W_{inicial})$	-0,0070	-0,0086	-0,0031	-0,0103
	Error típico	(0,0024)	(0,0024)	(0,0018)	(0,0028)
	R-cuadrado	0,14	0,23	0,28	0,32
	Estadístico F	8,56	5,67	1,47	6,03
	β Asociado	0,0100	0,0139	0,0035	0,0201

NOTAS: Todas las estimaciones incluyen 48 observaciones. MCO: Mínimos Cuadrados Ordinarios. SUR: Regresiones Aparentemente No Relacionadas. EIV: Regresión con errores en las variables. La estimación incondicional esta calculada con la ecuación [1]. La estimación condicional (MCO) fue calculada con la ecuación [2] y, por ello, incluye variables de capital físico y humano. La estimación condicional (SUR) incluye las anteriores variables condicionales más variables ficticias (*dummy*) por cada región (la descripción de las regiones se presenta en las notas a la Tabla 2). La estimación condicional (EIV) incluye sólo variables de capital humano y físico pero no variables regionales. Suponemos que la confiabilidad de los valores de $\ln(W_{inicial})$ es del 85 por 100. Las desviaciones típicas se presentan entre paréntesis. La tasa de convergencia β asociada se calcula con el coeficiente de $\ln(W_{inicial})$ de la forma que se describe en el artículo. Los coeficientes estimados para las constantes, las variables ficticias regionales y las variables condicionales no se presentan.

FUENTE: Los datos proceden de ROSÉS y SÁNCHEZ-ALONSO (2004).

La Tabla 3 presenta las regresiones para trabajadores agrícolas. La columna (1) contiene las estimaciones de convergencia incondicional con variables ficticias regionales, la (2) de convergencia condicional, la (3) de convergencia condicional con variables ficticias regionales, y la (4) columna, de convergencia condicional utilizando una metodología de errores en las variables. El panel (a) contiene los estimadores para el periodo inicial (1854-1914), el panel (b) para un periodo intermedio (1914-1920), el panel (c) para el último periodo (1920-1930) y, finalmente, el panel

(d) los estimadores para todo el periodo (1854-1930). Es interesante notar que los resultados estadísticamente significativos para la primera y segunda columna difieren pero ambos reflejan importantes tasas de convergencia. En efecto, manteniendo el capital físico y humano constante, las tasas de convergencia se incrementaron en un 7 por 100 durante los años veinte²⁰ y aproximadamente un 40 por 100 si consideramos la estimación para el total del periodo (1854-1930). Esto puede sugerir que había varios estados estacionarios en España dependiendo de las dotaciones de capital físico y humano y, por tanto, que un nivel más alto de capital físico y humano en la provincia puede incrementar la capacidad de respuesta del crecimiento salarial a reducciones del nivel inicial de salarios. Sin embargo, contrario a las predicciones teóricas, cuando uno mantiene constante el capital físico y humano durante el primer periodo de 1854 a 1914, las tasas de convergencia se redujeron en aproximadamente un 16 por 100. La relación empírica entre los niveles de capital físico y humano, y la convergencia de los salarios podría revertirse por un número de razones. Entre otras, sin embargo, quisiéramos enfatizar sobre la posibilidad de que los movimientos de capital contrarrestaran la creciente convergencia de salarios.

Desde nuestro punto de vista, los resultados más relevantes están contenidos en la columna (3) ya que las variables ficticias regionales tienen un importante poder explicativo. De esta manera, cuando introducimos variables ficticias en regresiones de convergencia β , los coeficientes estimados sobre $\ln(W_{i, inicial})$ y el β asociado, se reducen ampliamente. En el periodo 1854-1914 el coeficiente β asociado se reduce a menos de la mitad (de un 4 por 100 por año en la regresión incondicional a un 1,8 por 100 por año en la regresión condicional con variables ficticias) y en el periodo de 1920 a 1930 se reduce a menos de dos tercios (de 6,7 por 100 por año a 2 por 100 por año). Este hallazgo podría indicar que la velocidad de convergencia dentro de las regiones es más rápida que la velocidad de convergencia entre las regiones. En otras palabras, la convergencia era más intensa dentro de una misma región que entre provincias ubicadas en diferentes regiones. El estimador conjunto para la totalidad del periodo (1854-1930) con variables ficticias regionales también parecería apuntar en la dirección de que la convergencia fue mucho más importante dentro de las regiones que entre las regiones.

Finalmente, como se mencionó previamente, en la columna (4) consideramos las consecuencias que la presencia de errores en los valores $\ln(W_{i, inicial})$ tiene para nuestra estimación. Sin embargo, los resultados de esta columna parecen apoyar la idea de una convergencia β estadísticamente significativa ya que muestran que si el valor inicial de los salarios fuera medido sin error, los coeficientes de $\ln(W_{i, inicial})$ serían en realidad mayores a los calculados. Para poner un ejemplo, en el caso del periodo 1860-1914, la tasa de convergencia β suponiendo un 85 por 100 de error en los valores iniciales es un 46 por 100 más rápida que aquella calculada bajo el supuesto de que no hay errores.

²⁰ Sin embargo, esta diferencia del 7 por 100 queda dentro de la desviación típica de los coeficientes β , lo cual no es estadísticamente significativo.

TABLA 4
REGRESIONES DE CONVERGENCIA- β : PEONES URBANOS

Periodo	Descripción de la información	(1) MCO incondicional	(2) MCO condicional	(3) SUR condicional	(4) EIV condicional
(a) 1854-1914	$\ln(W_{inicial})$	-0,0122	-0,0128	-0,0043	-0,0152
	Error típico	(0,0032)	(0,0032)	(0,0022)	(0,0037)
	R-cuadrado	0,22	0,27	0,31	0,36
	Estadístico F	14,23	6,75	1,97	7,24
	β Asociado	0,0179	0,0196	0,0044	0,0287
(b) 1914-1920	$\ln(W_{inicial})$	-0,0098	-0,0046	0,0046	-0,0055
	Error típico	(0,0219)	(0,0229)	(0,0120)	(0,0272)
	R-cuadrado	-0,02	-0,05	0,02	0,02
	Estadístico F	0,02	0,24	0,59	0,24
	β Asociado	0,0101	0,0047	-0,0045	0,0056
(c) 1920-1930	$\ln(W_{inicial})$	-0,0530	-0,0547	-0,0290	-0,0651
	Error típico	(0,0095)	(0,0098)	(0,0078)	(0,0109)
	R-cuadrado	0,39	0,39	0,43	0,51
	Estadístico F	30,95	11,18	5,12	12,95
	β Asociado	0,0755	0,0792	0,0342	0,1053
(d) 1860-1930	$\ln(W_{inicial})$	-0,0093	-0,0096	-0,0025	-0,0113
	Error típico	(0,0028)	(0,0030)	(0,0020)	(0,0034)
	R-cuadrado	0,17	0,14	0,20	0,23
	Estadístico F	10,87	3,59	0,56	3,76
	β Asociado	0,0150	0,0159	0,0027	0,0224

NOTAS y FUENTES: Véase Tabla 3.

La Tabla 4 presenta las regresiones de convergencia β para los peones urbanos. Estos resultados aparentan ser cuantitativamente similares a los de la Tabla 3. En consecuencia, las tasas de convergencia estimadas a partir de la columna (1) y (2) difieren poco²¹ en todos los periodos (manteniendo el capital físico y humano constante, incrementa las tasas de convergencia en menos de un 10 por 100) y la columna 4 reafirma la solidez de nuestros resultados. Además, como en las regresiones de convergencia salarial de los trabajadores agrícolas, las variables ficticias regionales parecen tener un importante poder explicativo pero, en este caso, las tasas β asociadas se reducen drásticamente. Más específicamente, en el periodo inicial (de 1860 a 1914) las tasas de convergencia decrecieron de aproximadamente 2 por 100 por año a apenas 0,4 por 100 por año y en el periodo tardío se redujeron a menos de la mitad, de 8 por 100 a 3,2 por 100 por año. En la estimación conjunta (1860-1930), la tasa de convergencia se redujo a la mitad de un 1,2 por 100 anual a un 0,6 por 100 anual.

²¹ Es decir, esta diferencia no es estadísticamente significativa.

Es también interesante observar la combinación de la ausencia de convergencia- σ (Tabla 2) con algo de convergencia- β durante el comprendido entre 1860 y 1914 (Tabla 4).

TABLA 5
REGRESIONES DE CONVERGENCIA- β : TRABAJADORES URBANOS INDUSTRIALES

Periodo	Descripción de la información	(1) MCO incondicional	(2) MCO condicional	(3) SUR condicional	(4) EIV condicional
(a) 1854-1914	$\ln(W_{inicial})$	-0,0121	-0,0125	-0,0072	-0,0148
	Error típico	(0,0020)	(0,0021)	(0,0018)	(0,0023)
	R-cuadrado	0,40	0,41	0,45	0,53
	Estadístico F	33,61	12,15	5,66	14,24
	β Asociado	0,0177	0,0187	0,0082	0,0268
(b) 1914-1920	$\ln(W_{inicial})$	-0,0079	-0,0062	0,0019	-0,0073
	Error típico	(0,0246)	(0,0246)	(0,0190)	(0,0291)
	R-cuadrado	0,00	0,07	0,07	0,07
	Estadístico F	0,10	1,20	0,12	0,31
	β Asociado	0,0081	0,0063	-0,0019	0,0075
(c) 1920-1930	$\ln(W_{inicial})$	-0,0445	-0,0436	-0,0233	-0,0520
	Error típico	(0,0085)	(0,0088)	(0,0073)	(0,0100)
	R-cuadrado	0,35	0,35	0,39	0,45
	Estadístico F	27,32	9,47	4,03	10,58
	β Asociado	0,0589	0,0573	0,0265	0,0734
(d) 1860-1930	$\ln(W_{inicial})$	-0,0084	-0,0086	-0,0049	-0,0102
	Error típico	(0,0018)	(0,0018)	(0,0016)	(0,0021)
	R-cuadrado	0,29	0,29	0,33	0,39
	Estadístico F	20,86	7,50	3,24	8,23
	β Asociado	0,0127	0,0132	0,0060	0,0179

NOTAS y FUENTE: Véase Tabla 3.

La Tabla 5 presenta las regresiones de convergencia para los trabajadores urbanos industriales. Los hallazgos principales parecen ser esencialmente los mismos que los de las Tablas 3 y 4. Así, las tasas de convergencia estimadas de la columna (1) y (2) difieren poco en todos los periodos (manteniendo constante el capital físico y humano, las tasas de convergencia se modifican en menos de un 10 por 100) y la tasa de convergencia en la columna (4) es apreciablemente más rápida reiterando, una vez más, la buena calidad de los resultados de las otras columnas. Además, de la misma forma que en los dos casos anteriores, las variables ficticias regionales dan la impresión de tener un importante poder explicativo reduciendo la velocidad de convergencia en todos los periodos.

A pesar de que todas las ocupaciones experimentaron las mismas tendencias y, por tanto, los mismos tres regímenes, es también importante apreciar el contraste entre las tasas de convergencia β para las distintas ocupaciones. Las tasas de convergencia más rápidas en el primer periodo correspondieron a los trabajadores agrarios, las cuales más que duplicaron las tasas de convergencia de los trabajadores urbanos. En cambio, durante los años veinte, las tasas de convergencia fueron más parecidas entre las diferentes profesiones. Conjuntamente, estos dos resultados podrían indicar que luego de un periodo preliminar de convergencia salarial entre las ocupaciones (los salarios más bajos de los trabajadores agrarios crecieron más rápido que los salarios urbanos), los mercados laborales entre las ocupaciones estaban mucho más integrados en los años veinte. En cualquier caso, estos hallazgos son sólo preliminares y, por tanto, merecen un análisis mucho más detallados en artículos futuros.

Finalmente, nos parece también interesante comparar las tasas de convergencia con las obtenidas en estudios previos. En general, nuestras regresiones implican que, en los casos en que ocurrió, la convergencia de salarios reales se presenta más fuerte entre las provincias españolas que entre los países y regiones considerados en otros estudios. De esta manera, en periodos de convergencia (si ignoramos en nuestra discusión las estimaciones agregadas con variables ficticias regionales), el β asociado está comprendido entre un mínimo de 1,7 por 100 anual a un máximo de 8 por 100 anual. En cambio, los estimadores β obtenidos por Barro y Sala-i-Martin (1995) para la renta personal entre los estados que forman los Estados Unidos van desde un mínimo de 1 por 100 anual en el periodo 1880-1900 a un máximo de 4 por 100 anual en el periodo 1940-1950. También, nuestras estimaciones son comúnmente mayores a las calculadas por los mismos dos autores para las prefecturas japonesas entre 1930 y 1990, y para las regiones europeas de 1950 a 1990, las cuales están comprendidas entre un mínimo de un 1 por 100 anual en los años 80 a un máximo de 2,3 por 100 anual en los años 60. Es de destacar que nuestras tasas de convergencia son mayores a las obtenidas por Williamson (1995) para los salarios reales en las economías atlánticas durante el primer periodo de globalización (1,2 por 100 anual para el periodo 1870-1890 y 0,8 por 100 anual para el periodo 1890-1913) y a las que encuentra Collins (1999) para los salarios reales en la India, cuya convergencia va desde 1,2 por 100 anual a 2,4 por 100 anual. Es también importante apreciar otra similitud entre nuestros estimadores y los de Barro y Sala-i-Martin (1995) que muestran divergencia durante los periodos de shocks externos (como las dos guerras mundiales) y una sorprendente convergencia en los periodos subsiguientes donde se producía la reconstrucción luego del shock. Una peculiaridad del caso español, el cual no es replicado en ninguno de los varios estudios examinados en Barro y Sala-i-Martin (1995)²², es la importancia de las variables ficticias regionales y la diferencia entre las velocidades de convergencia entre las regiones y entre las provincias dentro de la misma región.

²² Desgraciadamente, COLLINS (1999) y WILLIAMSON (1996) no introdujeron variables ficticias regionales en sus estimaciones.

Intentemos calcular el efecto de las migraciones en la convergencia β . Para tratar este problema empírico, estimaremos la regresión de convergencia incluyendo como variables explicativas a la tasa neta de migraciones del periodo²³ ya que el coeficiente de convergencia estimado en las regresiones de incremento de salarios incluiría, ahora, el efecto de las migraciones (Barro y Sala-i-Martin 1995). Si las migraciones fueran una importante fuente de convergencia de salarios, como muchos historiadores económicos suponen implícitamente, el coeficiente β estimado debería ser menor cuando las migraciones se mantienen constantes.

A continuación, la Tabla 6 compara estos coeficientes β con y sin migraciones. Se presenta la velocidad estimada de convergencia y su desviación típica para todo el periodo y las tres ocupaciones²⁴.

TABLA 6
MIGRACIONES Y TASAS DE CONVERGENCIA β

	(1)		(2)		(3)	
	MCO		MCO		SUR	
	Incondicional	Condicionales	Condicionales	Condicionales	Condicionales	Condicionales
	Migraciones excluidas	Migraciones incluidas	Migraciones excluidas	Migraciones incluidas	Migraciones excluidas	Migraciones incluidas
Trabajadores agrícolas	0,0100 (0,0034)	0,0104 (0,0035)	0,0139 (0,0039)	0,0139 (0,0039)	0,0035 (0,0021)	0,0035 (0,0021)
Peones urbanos	0,0150 (0,0045)	0,0148 (0,0042)	0,0159 (0,0050)	0,0134 (0,0043)	0,0027 (0,0022)	0,0034 (0,0022)
Trab. industriales urbanos	0,0127 (0,0027)	0,0124 (0,0027)	0,0132 (0,0028)	0,0117 (0,0026)	0,0060 (0,0020)	0,0062 (0,0020)

NOTAS: Se presenta la tasa de convergencia β asociada, la cual se calcula a partir del coeficiente de $\ln(W_{inicial})$ tal como se describe en el texto. El periodo de las regresiones es 1854-1930 para los trabajadores agrarios y 1860-1930 para los trabajadores urbanos. Las tasas de convergencia β con «migraciones excluidas» son las mismas que las que aparecen en las Tablas 3, 4 y 5. Las regresiones con «migraciones incluidas» incorporan como variable explicativa a la tasa de migraciones anuales para el periodo 1878-1930. Las desviaciones típicas se presentan entre paréntesis. Los coeficientes estimados para la constante, variables ficticias regionales y variables condicionales no se presentan en la Tabla. El R-cuadrado y los estadísticos F (no presentados) son prácticamente iguales a los que se obtuvieron en las regresiones de las Tablas 3 a 5.

FUENTE: Véase el texto y una descripción de las variables. Véase la Tabla 3 para una descripción de los Métodos y Fuentes.

La Tabla 6 sugiere que las migraciones netas fueron un factor menor a la hora de determinar la tasa de convergencia entre las provincias y regiones españolas. Manteniendo constantes las tasas migratorias y el resto de variables de capital físico y humano, las tasas de convergencia β se redujeron para los trabajadores urbanos industriales y no calificados en aproximadamente un 15 por 100²⁵. Sin embargo,

²³ La fuente de las tasas migratorias netas es MIKELARENA (1993).

²⁴ En regresiones que no presentamos, se estima la velocidad de convergencia incluyendo las migraciones netas para los tres subperiodos (1860-1914, 1914-1920, 1920-1930) en forma separada sin obtener resultado significativamente distintos a los presentados en la Tabla 6.

²⁵ Esta diferencia no es estadísticamente significativa dado el tamaño de la desviación típica.

este efecto desaparece cuando incluimos en nuestras estimaciones variables ficticias regionales. Esto puede, en realidad, sugerir que las migraciones son sólo importantes para la convergencia de los salarios entre provincias localizadas en la misma región. Es también interesante observar que las migraciones netas parecen no afectar la tasa de convergencia β de los trabajadores agrícolas. En conjunto, estos resultados parecen dar un débil apoyo a la hipótesis de que la integración de los mercados laborales se debió, exclusivamente, al efecto de las migraciones sobre los salarios reales.

6. Conclusiones

En este artículo se han examinado la integración de los salarios regionales en España desde mediados del siglo XIX a 1930. La motivación de este ejercicio está dada por la importancia que reviste esta cuestión para la interpretación de la historia económica española y el debate sobre la importancia de la integración de los mercados de factores de producción en el proceso de convergencia entre regiones.

La convergencia que otros han documentado para mercados laborales internacionales en el periodo anterior a la Primera Guerra Mundial se confirma para los mercados laborales españoles. Asimismo, la convergencia de los salarios reales dentro de España se desarrolló más rápidamente que la convergencia de salarios a escala internacional. Para el caso español se han identificado tres fases de convergencia de salarios en el largo plazo las cuales son separadas por la Primera Guerra Mundial. También, nuestro análisis nos llevó a concluir que los shocks externos desempeñaron un rol principal en la historia de los mercados laborales españoles, particularmente la Primera Guerra Mundial la cual tuvo un efecto dispar en las regiones españolas. Sin embargo, la convergencia de los salarios reapareció vigorosamente durante los años veinte. En su conjunto, todos estos resultados apuntan en la dirección de que los mercados laborales españoles estaban bastante bien integrados.

Sin embargo, quisiéramos enfatizar que este artículo es el primer paso en un proyecto de investigación más amplio y sus conclusiones agregadas son sólo tentativas. En efecto, nuestros resultados indican que el tema de la integración de los mercados es muy compleja, lo cual sugiere que hay una necesidad mayor investigación en la mayoría de los asuntos relacionados que no son considerados en este artículo. En particular, hemos señalado que las migraciones parecen jugar un rol menor en el proceso de convergencia de salarios pero, ¿qué se puede decir de las otras fuerzas presentes en una economía abierta (movimientos de capital y comercio)? De la misma forma, se ha ignorado completamente la cuestión de la integración de los mercados urbanos y de trabajo aún cuando esto es central para entender la economía española. Finalmente, apenas empezamos a tratar la cuestión del impacto que la Primera Guerra Mundial tuvo en los mercados laborales. Sin lugar a dudas, este es un episodio principal que nos ayudaría a entender que tan bien funcionaban los mercados españoles.

Referencias bibliográficas

- [1] ARANGO, J. (1987): «La modernización demográfica de la sociedad española», en J. Nadal, A. Carreras y C. Sudrià (eds.), *La economía española en el siglo xx*, Barcelona: Ariel, pp. 201-236
- [2] BAINES, D. (1994): «European Labor Markets, Emigration and Internal Migration, 1850-1913», en T. Hatton y J. Williamson (eds.), *Migration and the International Labor Market, 1850 1939*. Londres y Nueva York: Routledge, pp. 35-54.
- [3] BALLESTEROS, E. (1997): «Una estimación del coste de la vida en España, 1861-1936», *Revista de Historia Económica*, XV, 2, pp. 363-395
- [4] BARQUÍN, R. (1997): «Transporte y precio del trigo en el siglo XIX. Creación y reordenación de un mercado nacional», *Revista de Historia Económica*, 15 (1), pp. 17-50.
- [5] BARRO, R. y SALA-I-MARTIN, X. (1995): *Economic Growth*, Nueva York: McGraw-Hill.
- [6] BOYER, G. y HATTON, T. (1994): «Regional Labour Market Integration in England and Wales, 1850-1913», en G. Grantham y M. MacKinnon (eds.), *Labour Market Evolution*. Londres y Nueva York: Routledge, pp. 84-106.
- [7] BARRO, R. y SALA-I-MARTIN, X. (1997): «Migration and Labour Market Integration in Late Nineteenth-Century England and Wales», *Economic History Review*, 50 (4), pp. 697-743.
- [8] BRINGAS GUTIÉRREZ, M. A. (2000): *La productividad de los factores en la agricultura española, 1752-1935*, Madrid, Banco de España.
- [9] CAMPS, E. (1995): *La formación del mercado de trabajo industrial en la Cataluña del siglo XIX*, Madrid, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- [10] CASTAÑEDA, LL. y TAFUNELL, X. (199X): «Un nuevo indicador para la historia financiera española: la cotización de las letras de cambio a corto plazo», *Revista de Historia Económica*, 11 (2), pp. 367-383.
- [11] COLLINS, W. (1999): «Labor mobility, market integration, and wage convergence in Late 19th century India», *Explorations in Economic History*, 36, pp. 246-277.
- [12] FLORENCIO, A. y LÓPEZ MARTÍNEZ, A. (2000): «Las migraciones estacionales agrarias en Andalucía anteriores al siglo XX», *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, 18 (1), pp. 71-100.
- [13] GÓMEZ MENDOZA, A. (1982): *Ferrocarriles y cambio económico en España (1855-1913)*, Madrid: Alianza.
- [14] HATTON, T. y WILLIAMSON, J. (1998): *The Age of Mass Migration. Causes and Economic Impact*. Nueva York y Oxford: Oxford University Press.
- [15] HOCHSTADT, S. (1999): *Mobility and Modernity. Migration in Germany, 1820-1989*, Ann Arbor: Michigan University Press.
- [16] KERTZER, D. I. y HOGAN, D. P. (1985): «On the Move: Migration in an Italian Community, 1865-1921», *Social Science History*, 14 (4), pp. 483-505.
- [17] LEVINE, R. y RENELT, D. (1992): «A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions», *American Economic Review*, 82 (4), pp. 942-963.
- [18] LUNA, G. (1988): «La población urbana en España, 1860-1930». *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, 6 (1), pp. 25-69.
- [19] MADRAZO, S. (1984): *El sistema de transportes en España*. Madrid: Turner.
- [20] MARTÍN ACEÑA, P. (1994): «Spain during The Classical Gold Standard Years, 1880-1914», en M. D. Bordo y F. Capie (eds.), *Monetary Regimes in Transition*, Cambridge, Cambridge University Press, pp. 135-172
- [21] MARTÍNEZ VARA, T. (1999): «Fluctuaciones estacionales e integración de mercados en Santander y Castilla durante la primera mitad del siglo XIX», *Studia Histórica. Historia Contemporánea*, 17, pp. 185-289.

- [22] MIKELARENA, M. (1993): «Los movimientos migratorios en España entre 1877 y 1930», *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 3 (2), pp. 213-240.
- [23] MINISTERIO DE TRABAJO (1931): *Estadísticas de salarios y jornadas de trabajo: 1914-1930. Resultados globales en toda la nación*, Madrid.
- [24] NADAL, J. (1975): *El fracaso de la revolución industrial en España, 1814-1913*, Barcelona: Ariel.
- [25] NADAL, J. (1984): «El fracaso de la revolución industrial en España: Un balance historiográfico», *Papeles de Economía*, 20, pp. 108-125.
- [26] NICHOLAS, S. y SHERGOLD, P. R. (1987): «Internal Migration in England, 1818-1839», *Journal of Historical Geography*, 13 (2), pp. 155-168.
- [27] NÚÑEZ, C. E. (1992): *La fuente de la riqueza: educación y desarrollo económico en la España contemporánea*, Madrid: Alianza.
- [28] O'ROURKE, K.; TAYLOR, A. y WILLIAMSON, J. (1996): «Factor Price Convergence in the Late Nineteenth Century», *International Economic Review*, 37 (3), pp. 499-530.
- [29] O'ROURKE, K. y WILLIAMSON, J. (1997): «Around the European Periphery 1870-1913: Globalization, Schooling and Growth», *European Rev. of Economic History*, 1 (2), pp. 153-90.
- [30] PÉREZ MOREDA, V. (1987): «Spain's Demographic Modernization, 1800-1930», en N. Sánchez-Albornoz (ed.), *The Economic Modernization of Spain, 1830-1930*, Nueva York: New York University Press, pp. 13-41.
- [31] PÉREZ MOREDA, V. (1999): «Población y economía en la España de los siglos XIX y XX», en G. Anes (ed.), *Historia Económica de España. Siglos XIX y XX*, Barcelona: Galaxia Gutenberg, pp. 7-62.
- [32] PRADOS DE LA ESCOSURA, L. (1988): *De imperio a nación. Crecimiento y atraso económico en España (1780-1930)*, Madrid: Alianza.
- [33] PRADOS DE LA ESCOSURA, L. (2003): *El progreso de la economía española, 1850-2000*, Madrid: Fundación BBVA.
- [34] QUAH, D. (1993): «Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis», *Scandinavian Journal of Economics*, 94, 4, pp. 427-443.
- [35] REHER, D. y BALLESTEROS E. (1993): «Precios y salarios en Castilla La Nueva, 1501-1991», *Revista de Historia Económica*, 11 (1), pp. 101-151.
- [36] ROSÉS, J. (1998): «Measuring the Contribution of Human Capital to the development of Catalan Factory System», *European Review of Economic History*, 2, 1, pp. 25-48.
- [37] ROSÉS, J. y SÁNCHEZ-ALONSO, B. (2004): «Regional Wage Convergence in Spain (1850-1930)», *Explorations in Economic History*, 41, 3, pp. 404-425.
- [38] SÁNCHEZ-ALBORNOZ, N. (1975): *Los precios agrícolas durante la segunda mitad del siglo XIX*. Madrid: Banco de España.
- [39] SÁNCHEZ-ALONSO, B. (2000a): «European Emigration in the Late Nineteenth Century: The Paradoxical case of Spain», *The Economic History Review*, LIII (2), pp. 309-330.
- [40] SÁNCHEZ-ALONSO, B. (2000b): «Those Who Left and Those Who Stayed Behind: Explaining Emigration from the Regions of Spain, 1880-1914», *Journal of Economic History*, 60 (3), pp. 730-755.
- [41] SÁNCHEZ-ALONSO, B. (1995): *Las causas de la emigración española, 1880-1930*, Madrid: Alianza.
- [42] SILVESTRE, J. (2001): «Viajes de corta distancia: las migraciones interiores en España, 1877-1930», *Revista de Historia Económica*, 19 (2), pp. 247-286.
- [43] SÁNCHEZ-ALONSO, B. (2002): «Migraciones interiores e integración del mercado de trabajo en España, 1877-1931», Mimeo.
- [44] SIMPSON, J. (1995): «Real wages and labour mobility in Spain, 1860-1936», en P. Scholliers y V. Zamagni (eds.), *Labour's Reward*, Cheltenham: Edward Elgar, pp. 182-199.

- [45] SIMPSON (2000): «Labour Markets and Rural Unrest in Spanish Agriculture, 1860-1936», *Working Paper* 00-74, Universidad Carlos III de Madrid.
- [46] SÖDERBERG, J. (1985): «Regional Economic Disparity and Dynamics, 1840-1914. A Comparison between France, Great Britain, Prussia, and Sweden», *Journal of European Economic History*, 14 (2), pp. 273-296.
- [47] SORI, E. (1979): *L'emigrazione italiana dall'Unità alla seconda guerra mondiale*, Bolonia: Il Mulino.
- [48] TENA, A. (1999): «Un nuevo perfil del proteccionismo español durante la Restauración, 1875-1930», *Revista de Historia Económica*, 17 (3), pp. 579-621.
- [49] TENA, A. y TIRADO, D. (1996): «Protección arancelaria en la Restauración. Un debate Antonio Tena-Daniel Tirado», *Revista de Economía Aplicada*, 4 (11), pp. 135-150.
- [50] TORTELLA, G. (1987): «Agriculture: A Slow-Moving Sector, 1830-1935», en N. Sánchez-Albornoz (ed.): *The Economic Modernization of Spain, 1830-1930*, Nueva York: New York University Press, pp. 42-62.
- [51] TORTELLA, G. (1994): *El desarrollo de la España contemporánea. Historia económica de los siglos XIX y XX*, Madrid: Alianza
- [52] TREVES, A. (1976): *Le migrazioni interne nell'Italia fascista. Política e relata demográfica*, Torino: Einaudi.
- [53] TUGAULT, Y. (1973): *Le mesure de la mobilité. Cinq études sur les migrations internes*, París: Institut national d'études démographiques-PUF.
- [54] WILLIAMSON (1990): *Coping With City Growth During the British Industrial Revolution*, Cambridge, Cambridge University Press
- [55] WILLIAMSON, J. (1995): «The evolution of global labour markets since 1830: Background evidence and hypotheses», *Explorations in Economic History*, 32 (2), pp. 141-196.