

DESIGUALDAD, POBREZA Y LA CURVA DE KUZNETS EN ESPAÑA, 1850-2000

Leandro PRADOS DE LA ESCOSURA*

Resumen

La evolución de la desigualdad en España parece estar dominada, más que por fuerzas políticas, por fuerzas económicas. La evolución de la desigualdad se ajusta a una curva de Kuznets. Las guerras aumentaron la desigualdad, aunque sus efectos no fueron permanentes, mientras que los impuestos progresivos no tuvieron ningún impacto hasta 1980, en contra de lo defendido por Atkinson, Piketty, Saez y sus asociados. El crecimiento dio lugar a una caída sustancial en la pobreza absoluta, aunque a ello también coadyuvaron la reducción de la desigualdad en el período de entreguerras y a finales de la década de 1950. El aumento de la desigualdad y la pobreza extrema no se encuentran en los orígenes de la guerra civil española. Entre mediados de la década de 1950 y 1974, la contracción de la desigualdad y la erradicación de la pobreza absoluta fueron las principales diferencias respecto de los patrones de América Latina, y además coincidieron con los parámetros de la OCDE.

Palabras clave

Desigualdad, curva de Kuznets, pobreza extrema, crecimiento económico.

Abstract

Economic rather than political forces appear to dominate inequality trends in Spain. Inequality evolution fits a Kuznets curve. Wars increased inequality but had non-permanent effects, while progressive taxation had no impact until 1980, at odds with Atkinson, Piketty, Saez and associates' findings. A substantial fall in absolute poverty resulted from growth but also from inequality reduction in the interwar period and the late 1950s. Rising inequality and extreme poverty are not found at the roots of the Spanish Civil War. Between the mid 1950s and 1974, inequality contraction and absolute poverty eradication represented a major departure from Latin America's performance while matching the OECD's.

* Universidad Carlos III de Madrid, Departamento de Historia Económica e Instituciones e Instituto Figuerola, calle Madrid 126, 28903 Getafe (Madrid), España, leandro.prados.delaescosura@uc3m.es

Key words

Inequality, Kuznets curve, extreme poverty, economic growth.

SUMARIO: I. Introducción; II. Tendencia de la desigualdad; III. Interpretación de la desigualdad; IV. Tendencia de la pobreza absoluta; V. Observaciones finales; VI. Agradecimientos.

I. INTRODUCCIÓN

[L]a especulación es una manera eficaz de presentar una visión amplia del terreno; y, mientras sea considerada una colección de corazonadas que invitan a una mayor investigación, en lugar de un conjunto de conclusiones totalmente probadas, puede resultar poco dañina y muy beneficiosa.

SIMON KUZNETS (1)

EL presente artículo es intencionadamente seco y descriptivo. Su objetivo es evaluar la desigualdad a largo plazo y calibrar el efecto conjunto del crecimiento y la desigualdad en la pobreza absoluta. Como resultado, se proporcionan algunas hipótesis explícitas que pretenden estimular la investigación histórica sobre la distribución de la renta y su relación con la pobreza y el conflicto social. Se ha tomado la España moderna como caso de estudio, dado que representa un país de tamaño medio que ha pasado por circunstancias complejas: una larga y dolorosa transición a una sociedad liberal durante el siglo XIX, rota por las revoluciones y las luchas civiles; una experiencia democrática corta y convulsa, seguida de una sangrienta guerra civil (1936-1939), que dio paso a una larga autocracia bajo el general Franco (1939-1975); y, por último, una combinación exitosa de crecimiento y apertura en un contexto democrático durante las últimas tres décadas.

(1) KUZNETS, S., «Economic growth and income inequality», *American Economic Review*, Vol. 45, N.º 1, 1955, p. 26.

Cuadro I: *PIB, población y crecimiento del PIB per cápita, 1850-2000*
(tasas anuales medias logarítmicas)

	GDP	Population	Per capita
1850-2000	2,5	0.6	1.9
1850-1950	1.4	0.6	0.8
1951-1974	6.5	1.0	5.5
1975-2000	3.0	0.4	2.6
1850-1883	1.8	0.4	1.4
1884-1920	1.3	0.6	0.7
1921-1929	3.8	1.0	2.8
1930-1952	0.8	0.9	0.0
1953-1958	4.7	0.8	3.9
1959-1974	6.9	1.1	5.8
1975-1986	2.5	0.7	1.8
1987-2000	3.5	0.2	3.3

Nota: Real GDP Divisia Index.

Fuentes: Datos computados de Prados de la Escosura (2003).

Desde mediados del siglo XIX el crecimiento económico moderno ha procedido de manera irreversible en España. El aumento constante de la actividad económica agregada representa, en un período superior a un siglo y medio, un coeficiente de multiplicación de 43, mientras que la población ha aumentado en más de dos veces y media. Como resultado, el producto per cápita para el año 2000 fue 16 veces mayor que el de 1850, lo cual representa una tasa de crecimiento promedio del 1,9% por año (Cuadro 1). Sin embargo, ¿qué parte de este crecimiento sostenido se propagó para llegar a los quintiles más bajos de la distribución de renta, o tuvo impacto en la reducción de la pobreza absoluta? Estos son los temas abordados en este artículo, que consta de cuatro secciones. No están disponibles las estimaciones de la distribución directa de la renta basadas en evidencias microeconómicas con anterioridad a 1973 y, en su ausencia, se introduce en el epígrafe 2 un enfoque macroeconómico indirecto para evaluar la desigualdad; en la mencionada sección, se recopila toda la información disponible acerca de la desigualdad para obtener una visión global de su evolución desde mediados del siglo XIX. Resulta que la evolución de la desigualdad de la renta se asemeja a una amplia W invertida con picos en 1918 y 1953. Cuando el indicador aproximado conocido como coeficiente de Gini se representa junto a los ingresos reales per cápita, resulta una curva de Kuznets. En el epígrafe 3, las tendencias de la desigualdad son expuestas a diferentes hipótesis explicativas. Las fuerzas económicas, y no las políticas, han impulsado las tendencias a largo plazo en la distribución de la renta en España. Las guerras mundiales y las civiles aumentaron la desigualdad, aunque no con carácter permanente, y los impuestos progresivos no tuvieron ningún impacto hasta la década de 1980. Estos resultados contradicen la interpretación propuesta por Atkinson, Piketty, Saez y sus asociados. Por otra parte, el teorema de Stolper-Samuelson

explica solo parcialmente las tendencias de la desigualdad. En el epígrafe 4 se intenta calibrar el impacto del crecimiento y la desigualdad en la pobreza absoluta. El crecimiento económico, junto con la disminución de la desigualdad, especialmente durante los años de entreguerras y desde la década de 1950, dio lugar a una reducción de la pobreza absoluta a largo plazo. La caída de la desigualdad y la erradicación de la pobreza absoluta entre mediados de la década de 1950 y principios de la década de 1970 representan las principales diferencias con respecto a los patrones de América Latina, mientras que coinciden con los correspondientes a los países de la OCDE.

De los resultados del presente artículo se desprende un programa para la investigación de la historia económica de España. La guerra civil (1936-1939) tuvo lugar después de una década y media de descenso de la desigualdad y mitigación de la pobreza, ofreciendo una paradoja interesante que merece una mayor investigación. Además, durante los primeros años de la dictadura de Franco, posiblemente como consecuencia de la guerra civil, hubo una «sobrecorrección» de la desigualdad: la combinación del aislamiento, el lento crecimiento y la desigualdad dio lugar a altos niveles de pobreza absoluta. El final del período franquista aparece como una fase benigna de desarrollo económico donde el cambio estructural y la intensificación del factor capital contribuyeron significativamente a la reducción de la desigualdad y a la supresión de la pobreza absoluta.

II. TENDENCIA DE LA DESIGUALDAD

A falta de estimaciones directas sobre la distribución de la renta para la mayor parte de los últimos ciento cincuenta años (existen encuestas de presupuestos familiares desde 1964, pero solo disponibles anualmente de 1973-1974 en adelante), se hace necesario encontrar un enfoque alternativo (2). La evidencia histórica sobre la distribución de la renta en España en la «era pre-estadística» (es decir, hasta 1973) es, si cabe, menos satisfactoria que la de los países actualmente en vías de desarrollo, pero, al mismo tiempo, las transferencias sociales representaron una pequeña proporción del PIB, y el impuesto de la renta prácticamente no existía (3). Cualquier intento de proporcionar magnitudes relativas a la distribución de los ingresos personales durante un lapso de tiempo tan largo es tal vez demasiado audaz, pero podría justificarse en la medida en que proporciona hipótesis a los futuros investigadores para que puedan probarlas con fuentes nuevas y más adecuadas.

(2) Para un análisis de los datos disponibles de presupuesto familiar y su tratamiento para el caso de España, cf. ALCAIDE INCHAUSTI, J., «Distribución sectorial, factorial y personal de la renta», en J. L. García Delgado (ed.), *España, Economía: ante el siglo XXI*, Madrid, Espasa, 1999, pp. 457-481; GOERLICH, F. J. y MAS, M., «Inequality in Spain 1973-91: contribution to a regional database», *Review of Income and Wealth*, N.º 47, 2001, pp. 361-378; y GOERLICH, F. J. y MAS, M., «Distribución personal de la renta en España. 1973-2001», *Papeles de Economía Española*, N.º 100, 2004, pp. 50-58. Por desgracia se han perdido los microdatos de la encuesta sobre presupuestos familiares de 1964.

(3) En MORRISON, C. y SNYDER, W., «The income inequality of France in historical perspective», *European Review of Economic History*, N.º 4, 2000 pp. 59-83, se describe una situación similar para la Francia del siglo XIX.

La cobertura temporal (la mayoría posterior a 1960) de las bases de datos convencionales sobre desigualdad de múltiples países es dispersa y asimétrica; lo cual ha motivado intentos de superar la falta de datos a largo plazo sobre la distribución de la renta mediante la construcción de medidas de desigualdad alternativas basadas en información varia (rentas de los factores, diferencias salariales entre profesiones, ingresos fiscales y otras). Mi enfoque es ecléctico y evita elegir entre salario y dispersión salarial y el porcentaje de rentas de la propiedad respecto de los ingresos totales, de forma que ambos parámetros son utilizados para describir las tendencias de la desigualdad agregada (4). Por lo tanto, se explora la asociación entre la distribución personal de la renta y la funcional (5).

Voy a considerar el caso más sencillo: el de dos grupos sociales, los propietarios y los trabajadores. Con el fin de conocer la evolución de la desigualdad de la renta, necesitamos averiguar la diferencia entre los ingresos medios de los dos grupos y la dispersión de los ingresos dentro de cada uno de ellos. Los economistas clásicos hicieron hincapié en la brecha que existe entre los rendimientos del trabajo y los de la propiedad. Su énfasis en la distribución de riqueza entre estos dos grupos se basaba en la suposición implícita de que, como la inmensa mayoría de los trabajadores carecían de cualificación, la varianza de los ingresos del trabajo era muy baja. Más tarde, cuando se desarrolló la economía y aumentó la intensidad del uso del capital físico y humano, se incrementó la proporción de trabajadores cualificados dentro de la fuerza de trabajo y, por lo tanto, la dispersión de los rendimientos del trabajo se elevó (6). Los hechos estilizados –y la hipótesis a comprobar– es que, en las primeras etapas de desarrollo, la desigualdad de la renta está causada por la brecha entre los rendimientos medios de los propietarios y los de los trabajadores, y no será hasta más tarde, cuando comience el progreso económico, cuando la dispersión del rendimiento de los factores (la mano de obra, en particular) conduzca a la distribución de los ingresos personales. Si se confirma, esto ayudaría a explicar por qué las sociedades son más sensibles a diferentes tipos de desigualdad conforme pasa el tiempo (7).

(4) Sobre esta dicotomía, cf. WILLIAMSON, J. G., «The structure of pay in Britain, 1710-1911», *Research in Economic History*, Vol. 7, 1982, pp. 1-54; DUMKE, R., «Income inequality and industrialization in Germany, 1850-1913: images, trends and causes of historical inequality», *Research in Economic History*, N.º 11, 1988, pp. 1-47; y DUMKE, R., «Income inequality and industrialization in Germany, 1850-1913: the Kuznets hypothesis re-visited», en Y. S. Brenner, H. Kaelble and M. Thomas (eds.), *Income Distribution in Historical Perspective*, Cambridge, Cambridge University Press, 1991, pp. 117-48. No excluyo, sin embargo, la posibilidad de que los cambios en la fuerza laboral y el desequilibrio del progreso tecnológico, según postulan WILLIAMSON J. G. y LINDERT, P. H., *American Inequality: A Macroeconomic History*, Nueva York, Academic Press, 1980, también desempeñen algún papel en la desigualdad.

(5) No deben olvidarse los cambios en la distribución de la renta entre trabajadores y propietarios si queremos mantener la dimensión política en el estudio de la desigualdad. DUMKE (1988, *op. cit.*), por ejemplo, hace hincapié en que, con la limitación del derecho de voto, la desigualdad de ingresos implicaba la desigualdad política en la Alemania del siglo XIX. Esto también sucede en muchos otros países de Europa, entre ellos España (cf. CABRERA, M. y DEL REY REGUILLO, F., *El poder de los empresarios. Política y economía en la España contemporánea (1875-2000)*, Madrid, Taurus, 2002. p. 72), donde el sufragio universal no se introdujo hasta finales del siglo XIX y principios del siglo XX.

(6) KUZNETS, S., «Economic growth and income inequality», *op. cit.*

(7) Probablemente, la tolerancia a la desigualdad difiere con el tiempo, y la sensibilidad social ante la desigualdad en el medio o entre la parte superior y la parte inferior de la distribución varió a

Por lo tanto, con el fin de establecer las tendencias a largo plazo en la distribución de los ingresos personales, necesitamos abordar la desigualdad entre e intragrupos de forma simultánea. Sin embargo, los historiadores y los investigadores de las ciencias sociales tienden a centrarse solo en uno de estos enfoques. Por lo tanto, mientras que el enfoque de la proporción de las rentas más altas, el índice de Williamson, y la proporción de los ingresos del trabajo en la renta nacional son ejemplos para medir la desigualdad entre grupos; la prima por cualificación laboral, las brechas salariales entre trabajadores cualificados y no cualificados y la dispersión salarial ilustran el énfasis existente en la desigualdad intra-grupo. Permítanme examinar brevemente algunos de estos enfoques en el caso español.

Atkinson, Piketty, Saez y sus asociados, basándose en estadísticas fiscales, llevan a cabo la ardua tarea de determinar series anuales relativas a la proporción de las rentas más altas (y la riqueza) respecto de la renta nacional, tomando una muestra cada vez más amplia de países en el siglo xx (8). Este atractivo enfoque, enraizado en la clásica obra de Kuznets (9), tiene, no obstante, importantes deficiencias: en muchos países, y antes de mediados del siglo xx, solo una pequeña fracción de la población estaba sometida a impuestos sobre la renta de las personas físicas; además, el fraude y la evasión fiscal ponen en cuestión la fiabilidad de los registros fiscales a medida que retrocedemos en el tiempo o nos centramos en países con baja calidad institucional. El caso histórico de España parece ajustarse a esta imagen, pues la economía española hasta finales del siglo xx se ha caracterizado por altos niveles de evasión fiscal. La falta de voluntad política para hacer cumplir las imposiciones fiscales dio a entender que no había medios reales (registros estadísticos, burocracia) para luchar contra la evasión de impuestos y el fraude fiscal hasta la década de 1980 (10). De hecho, los impuestos sobre la renta solo se generalizaron a partir de 1979 –después de realizarse una reforma fiscal–, y la cuota de estos impuestos en el total de ingresos fiscales subió de menos del 2 por ciento durante

través de diferentes épocas con las subsiguientes implicaciones políticas. En España, por ejemplo, antes de la guerra civil (1936-1939), la intolerancia ante el aumento de la desigualdad respecto al grupo de ingresos más altos posiblemente era mayor que la intolerancia de la desigualdad dentro de los grupos de asalariados.

(8) La muestra incluyó inicialmente países de la OCDE, pero se ha ampliado para incluir países en vías de desarrollo (India, Indonesia, Argentina). Cf. ATKINSON, A. B. y PIKETTY, T., *Top Incomes over the Twentieth Century*, Oxford, Oxford University Press, 2007 y PIKETTY T. y SAEZ, E., «The evolution of top incomes: a historical and international perspective», *American Economic Review. Papers and Proceedings*, Vol. 96, N.º 2, 2006, pp. 200-205. Existe una larga tradición de evaluar la desigualdad sobre la base de la participación de la renta nacional que corresponde a la parte superior de la distribución (véase Brenner, Y. S., Kaelble, H. y Thomas, M. (eds.), *Income Distribution in Historical Perspective*, Cambridge, Cambridge University Press, 1991), pero solo recientemente se ha aplicado este enfoque de manera amplia y con respecto a un período reciente.

(9) KUZNETS, S., *Shares of Upper Income Groups in Income and Savings*, Nueva York, NBER, 1953.

(10) A finales de la década de 1970, la evasión de impuestos se estimaba en el 40 % de los ingresos fiscales (COMÍN, F., *Historia de la Hacienda pública, II España (1808-1995)*, Barcelona, Crítica, 1996). ALVAREDO, F. y SÁEZ, E., «Income and wealth concentration in Spain in a historical and fiscal perspective», Paris School of Economics Paper 2007-39, 2007, afirman que, entre las personas con ingresos más altos, el fraude y la evasión antes de 1980 era mucho más bajo de lo que se suele suponer, y no significativamente mayor que en Francia o Estados Unidos.

el período 1940-1978 al 30 por ciento en la década de 1980 (11). Alvaredo y Sáez (12) han aplicado este planteamiento en España desde principios de la década de 1930. Una de sus principales hallazgos es que la concentración de renta fue mucho mayor en la década de 1930 que a finales del siglo xx. Sus cifras, relativas a las rentas más altas, el 0,01%, respecto de la renta total, muestran una disminución dramática entre 1935 y 1961, especialmente marcada a lo largo de la década de 1940, y se mantienen estables entre 1961 y 1981 (13). La proporción de las rentas más altas aumentó en las últimas dos décadas del siglo xx, como resultado de los aumentos salariales y de los rendimientos del capital (14).

Jeffrey Williamson (15) ha propuesto una alternativa al enfoque de la proporción de las rentas más altas, que consiste en un «índice de desigualdad» definido como el cociente entre el PIB por trabajador y el salario de los trabajadores no cualificados (y/wus), que tiene la ventaja de ser fácilmente computable para la mayoría de los países durante largos períodos de tiempo (16). La lógica de y/wus es que, mientras el numerador representa rendimientos de todos los factores de producción, el denominador solo considera los rendimientos brutos del trabajo, de modo que se comparan los ingresos medios con los más bajos en la distribución de la renta. No obstante, cabe subrayar que la proporción de trabajadores no cualificados dentro de la fuerza de trabajo disminuye a medida que las sociedades se desarrollan y se lleva a cabo una amplia intensificación del uso del capital. En este escenario, las comparaciones a lo largo de un período de tiempo tienden a ser inconsistentes, y la desigualdad, cuando se mide con y/wus , tiende a ser exagerada. Una posible solución sería utilizar como denominador del índice de desigualdad los rendimientos promedio para todo el trabajo (w), incluidos los trabajadores

(11) Cf. COMÍN, *op. cit.*, como en nota 10. En la práctica, en la España actual el impuesto sobre la renta representa un impuesto sobre los ingresos salariales, pues el 70 % de la evasión se da entre los ingresos altos (cf. COMÍN, F. «Reaching a political consensus for tax reform in Spain: the Moncloa pacts, joining the European Union and the best of the journey», Georgia State University, Andrew Young School of Policy Studies, International Studies Program Working Paper 06-01, 2006). La enorme deuda tributaria descubierta por la inspección fiscal entre 1979 y 1994 sugiere un aumento significativo en el compromiso del Gobierno de luchar contra la evasión fiscal (PAN-MONTOJO, J. (ed.), *Los inspectores de Hacienda en España: una mirada histórica*, Madrid, Centro de Estudios Financieros-APIFE, 2007).

(12) *Op. cit.*, como en nota 10.

(13) En realidad ALVAREDO y SÁEZ (*op. cit.*, como en nota 10) solo recogen evidencias de tres años individuales (1961, 1971, 1981) para calcular la participación de las rentas más altas durante el período de 1962 a 1980. Por otra parte, una ruptura en la serie del impuesto sobre la renta impide a Alvaredo y Sáez realizar una comparación rigurosa con sus cálculos de la desigualdad para 1981-2002.

(14) El hallazgo de que los aumentos de la participación de las rentas más altas a finales del siglo xx se asocian con la concentración de las rentas del trabajo –en los trabajadores con rentas más altas– es congruente con los resultados obtenidos por Piketty, Saez y sus asociados para los países de habla inglesa.

(15) WILLIAMSON, J. G., «Globalization and inequality, past and present», *World Bank Research Observer*, Vol. 12, N.º 2, 1997, pp. 117-135.

(16) Idealmente (y esta es la forma en que lo he calculado) cada componente debe ser normalizado por el número de horas trabajadas y expresado en términos nominales, es decir, se debe calcular el PIB nominal por hora entre el salario nominal no cualificado por hora. El uso del PIB y del salario en términos nominales, y no reales, evita tener que emplear deflatores que pueden seguir diferentes tendencias dada su diversa composición. Una medida similar ya se utilizó para Estados Unidos por parte de WILLIAMSON y LINDERT (*op. cit.*, como en nota 4).

cualificados y los no cualificados (17). Esta medida alternativa (y/w) es equivalente a la inversa de la proporción de los rendimientos del trabajo en la renta nacional (18), si asumimos que el rendimiento per cápita de los trabajadores por cuenta propia coincide con la remuneración media de los empleados en su sector correspondiente (19).

Puesto que, hasta la segunda mitad del siglo xx, los rendimientos de los trabajadores no cualificados representaban la mayor parte de la remuneración del trabajo en la renta nacional (20), se podría esperar que los índices de desigualdad calculados, bien fuera con los salarios de trabajadores no cualificados (y/w_{us}), bien con los salarios medios (y/w), apenas difirieran hasta la década de 1950. A partir de entonces, como aumentó la proporción del trabajo cualificado en la renta nacional, mientras se producía además una intensificación del capital, pueden anticiparse las grandes disparidades que se darán entre estos índices alternativos (21). Las dos medidas se muestran en el gráfico 1 y, como era de prever, no se da una gran discrepancia entre sendas tendencias hasta mediados de la década de 1950 (22). Por lo tanto, debido a la intensificación del capital físico y humano, a finales del siglo xx se abrió una brecha constante entre los dos índices de desigualdad.

(17) En tal caso, el índice de desigualdad se definiría como el ratio, en términos nominales, entre el PIB por hora trabajada y el salario medio por hora.

(18) Es decir, la inversa de la participación del trabajo, el PIB/wE , donde w es el salario medio y E , el empleo total, es igual a (y/w).

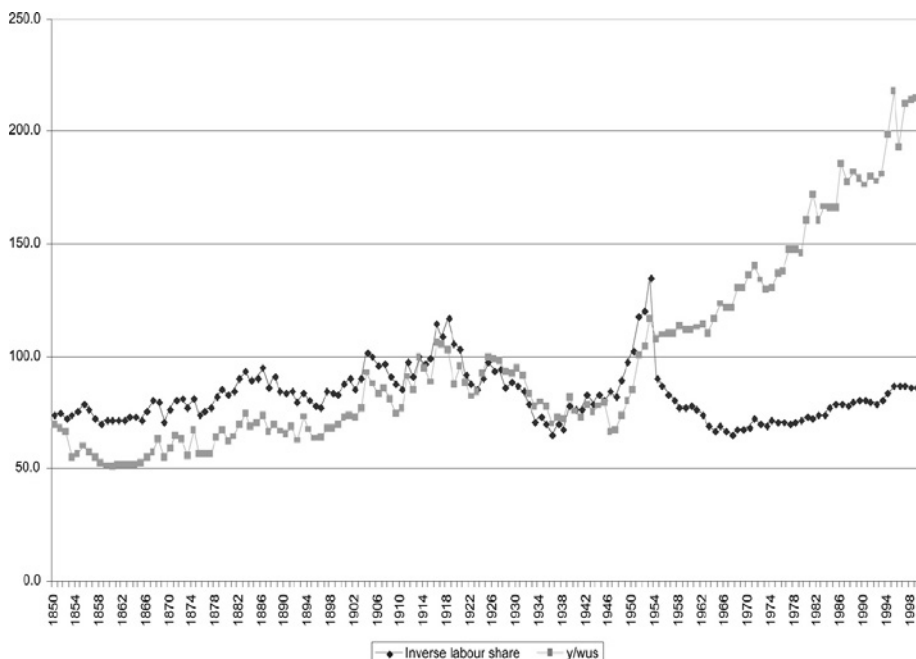
(19) Este supuesto se hace para calcular la participación de los factores en el caso de España. Cabe señalar que, probablemente, los asalariados eran un grupo más pequeño que los trabajadores vinculados a los negocios familiares, pero con este supuesto se resuelve el problema. La distribución funcional de las rentas se ha utilizado para medir la evolución de la desigualdad en Gran Bretaña durante la Revolución Industrial –cf. ALLEN, R. C., «A pessimist's model of growth and inequality during the British Industrial Revolution», Nuffield College, University of Oxford (mimeo), 2005)–, para Alemania en el período 1850-1950 –cf. DUMKE 1988 (op. cit.) y 1991 (op. cit.)–, y para una muestra de países de Europa Occidental durante la mayor parte del siglo xx –cf. FLORA, P., *State, Economy and Society in Western Europe, 1815-1975*, Frankfurt, Campus (2 vols), 1983–. Para una revisión de la literatura sobre participación de los factores en la historia, cf. PRADOS DE LA ESCOSURA, L. y ROSÉS, J. R., «National income accounts: wages and labor» en J. Mokyr (ed.), *Oxford Encyclopedia of Economic History*, Nueva York, Oxford University Press, 2003, pp. 48-52.

(20) Cf. PRADOS DE LA ESCOSURA, L. y ROSÉS, J. R., «The sources of long-run growth in Spain, 1850-2000», CEPR Discussion Paper 6189, 2007.

(21) Suponiendo una complementariedad entre capital y cualificación en la función de producción, se podría esperar un aumento en la desigualdad de ingresos entre trabajadores cualificados y no cualificados (cf. KATZ, L. y AUTOR, D., «Changes in the wage structure and earnings inequality», en O. C. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, Ámsterdam, Elsevier, 1999, pp. 1463-1555).

(22) Véase el apéndice para obtener una descripción de las fuentes y procedimientos utilizados en su construcción. Vale la pena señalar que DUMKE (1988, *op. cit.*) obtiene resultados similares para Alemania en el período 1850-1913. Dumke interpreta el hecho de que las participaciones del trabajo cualificado y no cualificado avanzaran en paralelo como evidencia en contra de la opinión generalizada de que el capital humano (y físico) es un sustituto de la mano de obra no cualificada. La experiencia española sugiere, sin embargo, que la evolución paralela de y/w_{us} e y/w se debe a la relativamente pequeña participación de la mano de obra cualificada en la fuerza de trabajo total antes de 1950.

Gráfico 1. *Los índices de desigualdad alternativos: la inversa de la proporción de los rendimientos del trabajo y el índice de Williamson (y/wus) (1913 = 100)*



El índice de Williamson (y/wus) experimentó un aumento constante y dramático desde 1950; en cambio, el índice y/w disminuyó entre mediados de 1950 y mediados de la década de 1960, dando paso posteriormente a un leve aunque constante aumento durante el resto del siglo. Por lo tanto, a medida que la proporción de mano de obra no cualificada en la fuerza de trabajo se reduce bruscamente, se desvanece la importancia de y/wus como medida de la desigualdad.

Sin embargo, la proporción de la remuneración del trabajo en la renta nacional proporciona una medida de la desigualdad siempre que la dispersión de la remuneración del trabajo y de la propiedad no experimente cambios significativos (23). En España se ha dado una alta concentración de la propiedad del capital (y de la tierra) (24). Si este fuera el caso, la disminución de la proporción de la remuneración del trabajo en la renta nacional indicaría el aumento de la desigualdad agrega-

(23) De acuerdo con PIKETTY, T., «Income inequality in France, 1901-1998», *Journal of Political Economy*, Vol. 3, N.º 5, 2003, pp. 1004-1042, en muchos países la desigualdad salarial a largo plazo ha sido muy estable, por lo que las tendencias de la desigualdad de ingresos han dependido de los cambios en la distribución de ingresos entre la propiedad y el trabajo.

(24) Cf. MARTIN, B., *The Agony of Modernization. Labor and Industrialization in Spain*, Ithaca, NY, ILR Press, 1990. Cabe mencionar que la concentración de la propiedad se ha sugerido a menudo, pero, que yo sepa, nunca ha sido probada con evidencia empírica firme. PIGOU, A. C., *The Economics of Welfare*, Londres, Macmillan, 1920 –citado por DUMKE 1988, *op. cit.*, p. 12– ha sugerido una distribución más desigual de la propiedad que de los ingresos laborales.

da. Sin embargo, la asunción de estabilidad en la dispersión salarial parece poco realista, ya que tiende a incrementarse a medida que aumenta la proporción de trabajadores cualificados en el empleo total (Kuznets, 1955). De hecho, las medidas de desigualdad intra-grupo, como la desigualdad salarial o las brechas salariales, se utilizan a menudo para medir la evolución de la distribución de los ingresos personales (25). El gráfico 2 muestra el coeficiente de Gini para los ingresos salariales en todos los sectores (véase el apéndice). Si comparamos la concentración de los salarios (gráfico 2) con la inversa de la proporción del trabajo en la renta nacional (y/w) (gráfico 1), solamente aparecen, por un lado, un aumento concurrente en la desigualdad desde mediados de la década de 1890 hasta la I Guerra Mundial y, por otro, un descenso paralelo entre mediados de la década de 1950 y mediados de la década de 1960. En lo demás, prevalecen las discrepancias. En los años de entreguerras, la dispersión salarial aumenta, mientras que el índice y/w disminuye. Por el contrario, entre 1970 y 1995, la desigualdad salarial cae mientras que la inversa de la proporción del trabajo en la renta nacional aumenta de manera constante. Por lo tanto, la conclusión de este examen de las distintas maneras de medir la desigualdad es que no se pueden extraer conclusiones acerca de las tendencias de la desigualdad total a menos que se tengan en consideración sus diferentes componentes –la brecha entre los rendimientos de la propiedad y los laborales y la dispersión tanto dentro de la propiedad como dentro de la propia mano de obra–.

La mayoría de las estimaciones sobre desigualdad de la era post-1960 usa curvas de Lorenz y coeficientes de Gini. Por otra parte, la calibración de los índices de la pobreza (véase la siguiente sección) por lo general requiere índices de Gini. Milanovic (2005, pp. 20-22) descompone el coeficiente de Gini para facilitar la estimación de la desigualdad histórica sobre la base de información miscelánea y dispersa (26). El coeficiente Gini se puede descomponer de la siguiente manera:

$$Gini = \sum G_i n_i \pi_i + \sum ((y_p - y_l)/y_l) \pi_l n_p + L \quad (1)$$

En donde, la primera parte del término de la derecha, $G_i n_i \pi_i$ (*Gini A*, en adelante), es una suma ponderada de la desigualdad *intra-grupo*, en nuestro caso simplificado referida a la desigualdad dentro de los rendimientos del trabajo y dentro de los rendimientos de la propiedad. Cada grupo (i) está representado aquí por su propio coeficiente de Gini (G) y ponderado por el peso del grupo en la población (n_i) y en la renta nacional (π_i).

(25) Cf. WILLIAMSON (1982, *op. cit.*) y WILLIAMSON y LINDERT (1980, *op. cit.*). Es muy frecuente utilizar la desigualdad salarial entre trabajadores cualificados y no cualificados para inferir la evolución de la desigualdad salarial total. Cf. BRENNER, KAEUBLE y THOMAS (*op. cit.*, como en nota 8) y MORRISON y SNYDER (*op. cit.*, como en nota 3). Sin embargo, las brechas salariales o primas por cualificación y la dispersión de los salarios pueden evolucionar en direcciones opuestas. La caída de la desigualdad salarial puede ir acompañada del aumento en el rendimiento de la educación conforme aumenta la proporción de trabajadores cualificados dentro de la fuerza laboral.

(26) He llevado a cabo estimaciones de desigualdad alternativas, siguiendo a MORRISON, C., «Historical perspectives on income distribution: the case of Europe», en A. B. Atkinson y F. Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution*, Ámsterdam, Elsevier, I, 2000, pp. 217-260, con índices de entropía descomponibles tales como la desviación media logarítmica (DML) o el Theil. Los resultados obtenidos coinciden en gran medida con los obtenidos a partir del coeficiente de Gini.

La dispersión de los rendimientos del trabajo se ha medido por la desigualdad de los ingresos salariales entre sectores durante el período de 1850 al 2000. Se ha calculado el coeficiente de Gini de los ingresos salariales medios entre las diferentes ramas de la actividad económica. También he podido estimar el índice de Gini para los ingresos salariales entre sectores, distinguiendo entre cuatro categorías ocupacionales (no cualificados, operarios cualificados, técnicos y gerentes) para el período de 1954 al 2000 (véase el apéndice).

En el caso de rentas de la propiedad, la falta de pruebas directas me llevó a estimar su dispersión asumiendo de forma alternativa los siguientes supuestos: (a) que era elevada, pero constante en el tiempo, con un valor arbitrario de 0,7, más de dos veces mayor que el pico de la dispersión salarial, de 0,32; y (b) que evolucionó como la desigualdad salarial, pero a un nivel más alto. Dado que la mayor desigualdad salarial corresponde a 1935, asigné 0,7 a ese año y lo trasladé a través del tiempo utilizando la tasa de variación de la dispersión salarial. Curiosamente, los valores resultantes para *Gini A* son prácticamente idénticos bajo estas especificaciones alternativas (véase el gráfico A-1 en el apéndice), aunque me centraré en la opción (b), que, en mi opinión, es la conjetura más plausible (27).

A continuación, es necesario determinar la participación en la renta nacional y en la población de aquellos que obtienen rendimientos *exclusivamente* del trabajo o de la propiedad. Las cuentas nacionales distinguen entre los sueldos y salarios, rentas de la propiedad y las rentas mixtas (tanto las procedentes del trabajo como del capital). El reto aquí es, entonces, establecer qué proporción de los ingresos de los trabajadores por cuenta propia (incluyendo propietarios, trabajadores del hogar no remunerados y jubilados) representa la remuneración del trabajo. Colin Clark (1957) y Simon Kuznets (1966) se inclinaron por el enfoque que atribuye a los empresarios y a los trabajadores por cuenta propia una renta del trabajo per cápita igual a la remuneración media por trabajador (28). He asumido una remuneración per cápita del trabajo no asalariado idéntica a los asalariados del mismo sector (y, después de 1954, dentro de la misma categoría) y he derivado el ingreso total correspondiente al trabajo dividiendo el total de sueldos y salarios entre la participación de los asalariados en la fuerza de trabajo. Las rentas de la propiedad se obtuvieron, por tanto, de forma residual: deduciendo los ingresos del trabajo del PIB (véase el apéndice) (29).

La división de la población entre aquellos que reciben rendimientos por su trabajo y aquellos cuyos ingresos se derivan de la propiedad constituye un reto adicional. Por desgracia, las cuentas nacionales modernas (posteriores a 1954)

(27) Se podría realizar una prueba de sensibilidad para la opción (b) comparando la dispersión salarial con la cuota de los ingresos más altos de ALVAREDO y SÁEZ (*op. cit.*), ya que esta última podría tomarse como un indicador de concentración de la propiedad durante los años 1933-2000. Parece que ambos cayeron entre 1936 y finales de 1940. Una vez más, ambas medidas parecen coincidir a finales de 1950 y, de nuevo, a finales de 1980 y principios de 1990. En otras palabras, a excepción de la década de 1940 y principios de 1950 y la mayor parte de la década de 1980 sus tendencias coinciden. Este resultado sugiere que la opción (b) es plausible.

(28) Cf. CLARK, C., *The Conditions of Economic Progress*, 3.^a ed. Londres, Macmillan, 1957; y KUZNETS, S., *Modern Economic Growth: Rate, Structure, and Spread*, New Haven, Yale University Press, 1966.

(29) Procedimientos similares fueron utilizados por Hoffman et al. (1965, pp. 506-9) y Matthews et al. (1982, pp. 164-72) para los casos de Alemania y el Reino Unido, respectivamente.

solo distinguen entre los asalariados y no asalariados entre los empleados. Es esencial, sin embargo, dividir a la población entre los «equivalentes» de aquellos cuyos ingresos se producen exclusivamente a partir de la propiedad o del trabajo, y evitar así cualquier solapamiento entre los dos grupos. Se ha utilizado un procedimiento tosco y arbitrario. Para el período de 1954 al 2000, he calculado primero la proporción de rentas de la propiedad en los ingresos no salariales (es decir, los ingresos totales que corresponden a la propiedad y al trabajo por cuenta propia) y, a continuación, he aplicado este ratio a la proporción de los no asalariados en la fuerza total de trabajo con el fin de obtener una proporción aproximada del «equivalente» a los propietarios (es decir, la proporción de la población cuyos ingresos provienen exclusivamente de propiedad) (30). Respecto a los cien años anteriores a 1954, como los censos de población solamente proporcionan las cifras de propietarios correspondientes a tres años sueltos: 1860, 1920 y 1950; interpolé exponencialmente las cifras correspondientes a cada uno de estos tres años de referencia y las relativas a 1954 con el fin de obtener la serie anual de los propietarios, y calculé su proporción en la mano de obra total. Por último, derivé la proporción del «equivalente» de la población cuyos rendimientos se derivan exclusivamente del trabajo como un residuo para todo el período de tiempo de 1850 al 2000. Sin embargo, ya que es comúnmente aceptado que los ingresos derivados de la propiedad estaban altamente concentrados en España; se podría argumentar que el propietario medio era más rico que la persona media receptora de ingresos no salariales, y que, en consecuencia, mi enfoque sobreestima el número de propietarios en España. Para comprobar esta posibilidad he calculado un índice Gini alternativo en el que he asumido que la proporción de los propietarios en la población representaba solo la mitad de la suma previamente estimada. Como puede observarse en el gráfico A-2 del apéndice, estos resultados alternativos arrojan un nivel ligeramente más alto de desigualdad, pero la misma evolución en el tiempo.

El segundo elemento $-\sum ((y_p - y_l)/y_l)\pi_l n_p$ (*Gini B*, en adelante)– corresponde a la desigualdad *entregupos*. Los grupos se clasifican en función de su renta media, por lo que los dueños de propiedades (y_p) siempre aparecen por encima de aquellos cuyos rendimientos son del trabajo (y_l), y su distancia relativa $((y_p - y_l)/y_l)$ está ponderada por el producto entre la proporción de los rendimientos laborales en la renta nacional (π_l) y la proporción de propietarios en la población (n_p) (31). Por último, (L) es el componente de superposición, o residual, y da cuenta del hecho de que algunos propietarios pueden tener menores ingresos que algunos trabajadores. Puesto que no puedo calcular la superposición (L) directamente, he utilizado el procedimiento que explico a continuación. Si asumimos, de manera razonable, que cuanto menor sea la brecha entre los rendimientos de la propiedad y del trabajo per cápita, mayor será la importancia relativa de (L), el problema se reduce a establecer su tamaño. Una posibilidad consiste en derivarlo como un residuo deduciendo la

(30) Esto implica la suposición de que, en promedio, los dueños de la propiedad y los trabajadores por cuenta propia tenían los mismos ingresos.

(31) Debe tenerse en cuenta que, por construcción, aquellos que obtengan rendimientos de la propiedad (trabajo) no reciben ninguno del trabajo (propiedad). El promedio de ingresos de los propietarios y de los trabajadores se ha obtenido de la siguiente manera: $y_p = \pi_p \text{ PIB}/n_p N$ y $y_l = \pi_l \text{ PIB}/n_l N$, donde N es la población total (véase el apéndice).

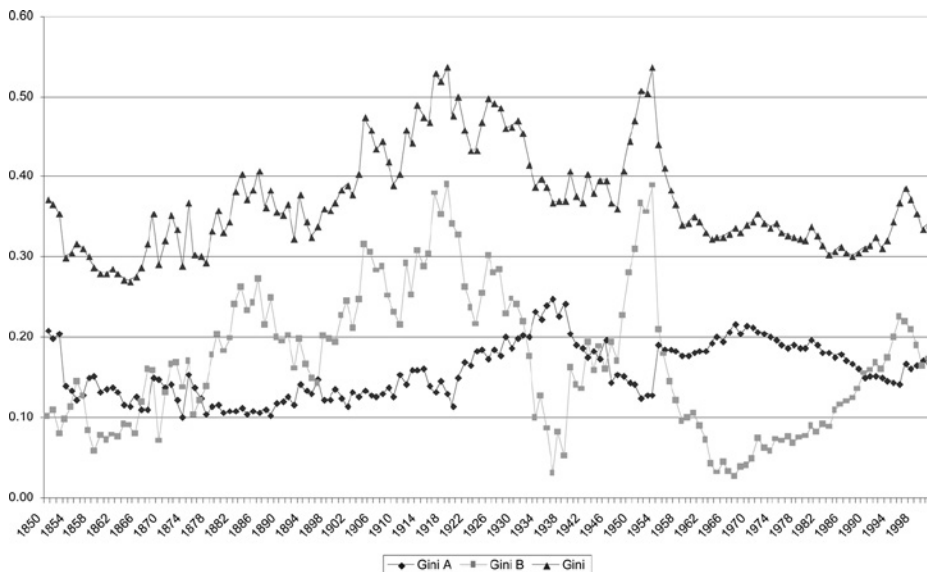
suma de las estimaciones de Gini A y B de los cálculos directos del Gini total en los años de referencia. Las estimaciones directas de Gini para España basadas en microdatos de los gastos de los hogares están disponibles para 1973-1974, 1980-1981, 1990-1991 y 2001 –Goerlich y Mas, en sus trabajos de 2001 y 2004– (32). Por lo tanto, el valor derivado de (L) para 1973-1974 se proyectó hacia atrás hasta 1850 con la ratio (y_t/y_p) normalizada para 1973-1974 = 1. Para el período de 1973 al 2000, se derivó una única serie a través de un promedio geométrico ponderado variable a partir de estimaciones alternativas de (L), que resultan de proyectar cada punto de referencia disponible de Gini (1973-1974, 1980-1981, 1990-1991 y 2001) a través del tiempo con la ratio (y_t/y_p) normalizada para cada punto de referencia.

Se ha llevado a cabo una prueba de sensibilidad mediante el cálculo del coeficiente de Gini distinguiendo entre los trabajadores asalariados y los no asalariados, en lugar de entre los rendimientos del trabajo y los de la propiedad, para el período de 1954 al 2000. Los resultados alternativos son altamente consistentes (véase el gráfico A-3 en el apéndice).

En el gráfico 3 se presentan las tendencias en la desigualdad agregada, medida por el coeficiente de Gini y sus componentes, *Gini A* y *Gini B*. Sobra decir que solo representan un conjunto de hipótesis explícitas sobre la distribución de la renta en la España moderna. La evolución de la desigualdad presenta la forma de una amplia W invertida con picos en 1918 y 1953 que, tal vez, podría ser parte de una gran curva de Kuznets rota por la guerra civil y sus secuelas autárquicas.

En la evolución de la desigualdad se pueden observar largas fluctuaciones. Hay un aumento continuado durante la primera fase de la globalización, que alcanzó su punto máximo a finales de la I Guerra Mundial. El período de entreguerras muestra una reducción sostenida de la desigualdad, truncada por la guerra civil española (1936-1939) y fuertemente invertida durante los años de autarquía hasta alcanzar un máximo en 1953.

(32) Cuando se dispone de varias estimaciones de Gini para un año de referencia determinado tienden a aparecer discrepancias significativas (Cf. DEININGER, K. y SQUIRE, L., «A new data set measuring income inequality», *World Bank Economic Review*, N.º 10, 1996 (actualizado), pp. 565-91; WIDER, *World Income Database*, Helsinki, UNO/WIDER/UNDP, 2005), y se han sugerido procedimientos para conciliar las estimaciones de carácter transversal y las series temporales (vid. ATKINSON, A. B. y BRANDOLINI, A., «Promise and pitfalls in the use of «secondary» data-sets: income inequality in OECD countries as a case study», *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, N.º 3, 2001, pp. 771-799; o FRANCOIS, J. F. y ROJAS-ROMAGOSA, H., «The construction and interpretation of combined cross-section and time-series inequality datasets», World Bank Policy Research Working Paper 3748, 2005). Aquí solo consideraré un índice Gini computado directamente sobre la base de datos micro-económicos de gasto per cápita sacados de las encuestas a los hogares realizadas por GOERLICH y MAS –en sus trabajos de 2001 y 2004 ya citados– desde 1973-1974 en adelante.

Gráfico 3. *Gini y sus componentes, 1850-2000*

Después de una caída dramática en la segunda mitad de la década de 1950, la desigualdad exhibió una constante aunque leve reducción hasta 1980, cuando se estabilizó para subir de nuevo en la década de 1990 (33). Los resultados para finales del siglo xx se contradicen con los derivados de las cuentas nacionales extraídos por Alcaide (34), quien encuentra una contracción dramática de la desigualdad –después de la estabilidad observada desde principios de la década de 1960 (Gini = 42,1)– durante los primeros años de la transición de la dictadura a la democracia, con valores de Gini que caen del 44,6 en 1973-1974 al 36,3 en 1980-1981 (35).

Cabe señalar que las tendencias de la desigualdad que aquí se describen coinciden en gran medida con aquellas obtenidas a partir de datos de altura de la población por Gloria Quiroga y Sebastián Coll (36), que muestran un aumento de la desigualdad a largo plazo entre los grupos socio-profesionales desde principios del

(33) Las estimaciones de Gini de GOERLICH y MAS (artículos de 2001 y 2004) –los puntos de referencia utilizados en mis estimaciones– corresponden a los gastos de los hogares después de impuestos y pueden ser considerados, por tanto, datos posfiscales. Esto significa que, si tuviéramos estimaciones de desigualdad prefiscal para los años posteriores a la introducción del impuesto progresivo (desde la década de 1980), el Gini resultante sería mayor que las estimaciones proporcionadas por GOERLICH y MAS y, por lo tanto, la disminución de la desigualdad desde 1973 estaría menos marcada; por el contrario, la reducción de la desigualdad de ingresos entre mediados de 1950 y 1970 sería relativamente más aguda.

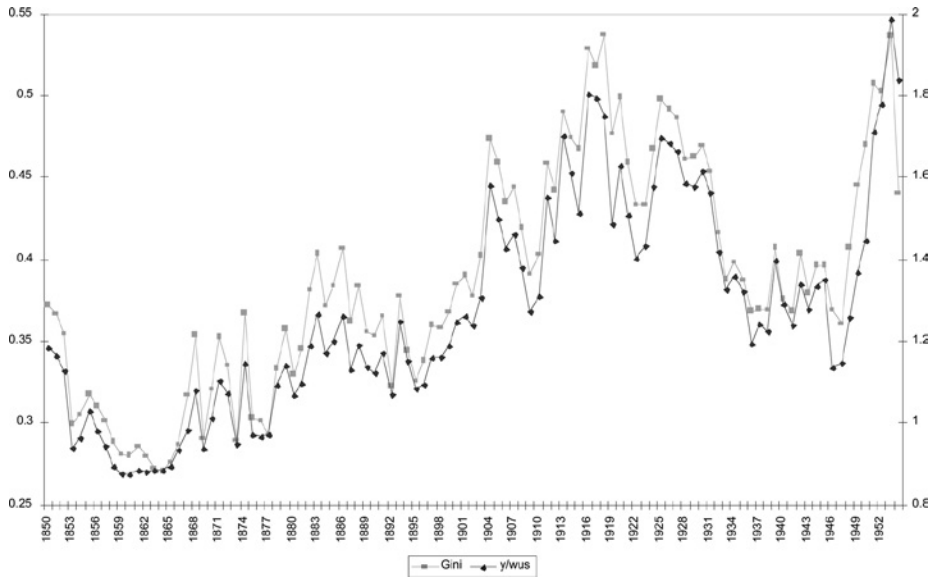
(34) *Op. cit.*, como en nota 2.

(35) JAIN, S., *Size Distribution of Income: A Compilation of Data*, Washington, DC, World Bank, 1975, a su vez, proporciona un Gini de 38,8 para 1965. Otras estimaciones disponibles (DEININGER y SQUIRE, cit.; WIDER, cit.; FRANÇOIS y ROJAS-ROMAGOSA, cit.) no presentan resultados significativamente diferentes de los que he aceptado de GOERLICH y MAS en sus trabajos de 2001 y 2004.

(36) QUIROGA, G. y COLL, S., «Income distribution in the mirror of height differences: the case of Spain 1895-1950», *Journal of Income Distribution*, N.º 9, 2000, pp. 107-131.

siglo xx y la I Guerra Mundial, un descenso hasta la víspera de la guerra civil española y la reanudación de la desigualdad durante la autárquica década de 1940.

Gráfico 4. *Gini y el índice Williamson, 1850-1954*



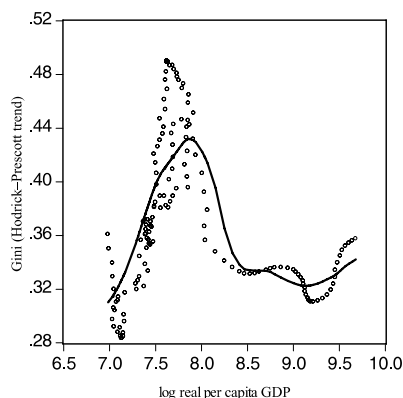
Si nos fijamos en el largo plazo, emergen dos fases distintivas: durante los primeros cien años considerados, la desigualdad de Gini B, o entregrupos, dominó la distribución de la renta. La razón es que, como la mano de obra no cualificada representaba la inmensa mayoría del empleo, la brecha entre los rendimientos de la propiedad y los laborales incrementó la desigualdad. Pero, desde mediados de la década de 1950, cuando la economía iniciaba un proceso de crecimiento acelerado y de cambio estructural, la mano de obra cualificada aumentó su participación en el empleo y la dispersión de los rendimientos del trabajo aumentó. Por lo tanto, la desigualdad Gini A, o intragrupos, se convirtió en el principal determinante de la distribución de la renta. Por lo tanto, se confirman para el caso de España las conclusiones relativas a las circunstancias determinantes de la distribución de la renta a largo plazo que se han mencionado anteriormente.

El hecho de que las diferencias entre los rendimientos de la propiedad y los del trabajo dominasen las tendencias de la desigualdad durante el primer siglo de crecimiento económico moderno en España tiene algunas implicaciones interesantes para calibrar la desigualdad a falta de datos. El Gráfico 4 compara la evolución de las estimaciones de Gini con el índice de Williamson (*y/wus*), y muestra una estrecha correlación en el período de 1850 a 1954. Este resultado (a falta de una confirmación adicional para otros países) sugiere que Williamson estaba en lo cierto cuando propuso *y/wus* como medida sintética de la desigualdad para los países en desarrollo.

¿La evolución de la distribución de las rentas per cápita de los ingresos se ajusta a una curva de Kuznets? La literatura histórica reciente ha desafiado esta venera-

ble hipótesis (37). En el caso de España, la desigualdad a lo largo del tiempo sugiere una W invertida y no la U invertida kuznetsiana. Hay que señalar, sin embargo, que la hipótesis de Kuznets asoció la evolución de la desigualdad con el crecimiento económico (38). Por lo tanto, la prueba relevante consistiría en comparar los cambios en el nivel de desigualdad y los de los ingresos per cápita. Así, en el gráfico 5, la descomposición Hodrick-Prescott del índice Gini se representa junto al logaritmo natural del PIB real per cápita –expresado en dólares de 1990 de Geary-Khamis de modo que sea comparable a nivel internacional– y emerge una curva de Kuznets (39). Obsérvese la volatilidad de la parte superior de la curva de Kuznets. Como explicación, se puede argumentar que, hasta la década de 1950, España dependía en gran medida de la agricultura, un sector con una producción muy volátil; esta característica se vio reforzada por la caída del ingreso per cápita durante la guerra civil (1936-1939) y su secuela a niveles previos a 1920, mientras que, al mismo tiempo, aumentaba la desigualdad. Dado que el crecimiento español se aceleró desde mediados de la década de 1950, y se produjo una rápida reducción de su dependencia de la agricultura, la parte descendente de la curva exhibe una menor variabilidad. Curiosamente, la curva de Kuznets parece haberse completado a finales de los sesenta, cuando la desigualdad alcanzó el bajo nivel en torno al cual fluctuó durante finales del siglo XX.

Gráfico 5. *La curva de Kuznets en España: función de densidad kernel (Epanechnikov, $h = 0,4042$)*



(37) Cf. LINDERT, P. H., «Three centuries of inequality in Britain and America», en A. B. Atkinson y F. Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution*, Amsterdam, Elsevier, I, 2000, pp. 167-216; ROSSI *et al.*, «Is the Kuznets curve still alive? Evidence from Italian household budgets, 1881-1961», *Journal of Economic History*, Vol. 61, N.º 4, 2001, pp. 904-925; MILANOVIC *et al.*, «Measuring Ancient inequality», NBER Working Paper Series 13550, 2007.

(38) KUZNETS, *op. cit.*, como en nota 1.

(39) El logaritmo del PIB per cápita y el filtro de HODRICK-PRESCOTT para el coeficiente de Gini se introducen para poner de relieve su relación. El filtro de HODRICK-PRESCOTT utiliza un parámetro $\lambda = 100$. La tendencia de Gini HP se representó frente al logaritmo del ingreso per cápita usando un ajuste de kernel de Epanechnikov, donde $h = 0,4042$. Las series del PIB real provienen de PRADOS DE LA ESCOSURA, L., *El progreso económico de España, 1850-2000*, Madrid, Fundación BBVA, 2003, y el nivel de referencia para el año 1990, de MADDISON, A., *The World Economy: Historical Statistics*, París, OECD Development Centre, 2003.

III. INTERPRETACIONES DE LA DESIGUALDAD

¿Cómo se pueden interpretar estas tendencias de la desigualdad? En la literatura se han propuesto diferentes hipótesis. Piketty y Saez han señalado los shocks externos y la imposición fiscal progresiva como los principales determinantes de la evolución de la desigualdad (40). Según estos autores las dos guerras mundiales y la Gran Depresión afectaron negativamente a la proporción de las rentas más altas en la renta nacional (en particular, la concentración de los ingresos del capital), mientras que los impuestos progresivos no permitieron su recuperación. Pero en España, durante el período 1914-1950, se produjeron cambios significativos que no siempre coincidían con los que estaban teniendo lugar en Europa occidental. Asimismo, el impacto potencial de los impuestos progresivos fue reducido debido al retraso de su introducción en España hasta 1979 (41).

La I Guerra Mundial supuso un shock importante para España: los precios relativos cambiaron tan drásticamente que podrían haber afectado a la distribución de la renta (42). El aumento de la desigualdad causado por la I Guerra Mundial no es específico de España, ya que ha sido descrito en otros países neutrales (Dinamarca y Países Bajos), produciéndose a medida que los beneficios empresariales se incrementaron debido al aumento de la demanda externa y a la sustitución de importaciones, mientras que los salarios crecían menos de lo que aumentaban los precios (43). Esta evolución se contrapone a la experimentada en los países beligerantes de la I Guerra Mundial. Adicionalmente, tras la II Guerra Mundial, España, que de nuevo fue no beligerante, no experimentó la reducción en la desigualdad de ingresos provocada por «la destrucción, la inflación, las quiebras, y los shocks fiscales con el propósito de financiar la guerra» que se dio en Francia, Japón o Estados Unidos (44). De hecho en este periodo en España, la reducción de la desigualdad que se había producido tras la Gran Depresión fue más que revertida por la redistribución de rentas hacia los propietarios que se produjo tras la Guerra Civil.

Alvaredo y Sáez sugieren una caída dramática en la desigualdad proveniente de la parte de riqueza correspondiente a las rentas más altas durante las dos primeras décadas del franquismo (45). Sin embargo, los cambios en la proporción de riqueza de las rentas más altas no explican la evolución de la desigualdad total en España en los años posteriores a la II Guerra Mundial (gráfico 6). Se podría argumentar que, de hecho, el aumento de la desigualdad total no estuvo determinada por los cambios en la concentración de las rentas del capital –que de hecho

(40) PIKETTY y SAEZ, *op. cit.*, como en nota 8.

(41) Cabe mencionar que PIKETTY y SAEZ (*op. cit.*) se preguntan por la evolución de los países que experimentaron dichos shocks sin implantar impuestos progresivos. De hecho, España es un buen ejemplo hasta 1980.

(42) PRADOS DE LA ESCOSURA, *op. cit.*, como en nota 39; ROSÉS, J. R. y SÁNCHEZ-ALONSO, B., «Regional wage convergence in Spain, 1850-1930», *Explorations in Economic History*, N.º 41, 2004, pp. 404-425.

(43) Cf. MORRISON, C., «Historical perspectives on income distribution: the case of Europe», en A. B. Atkinson y F. Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution*. Amsterdam: Elsevier, I, 2000, pp. 217-260, p. 249.

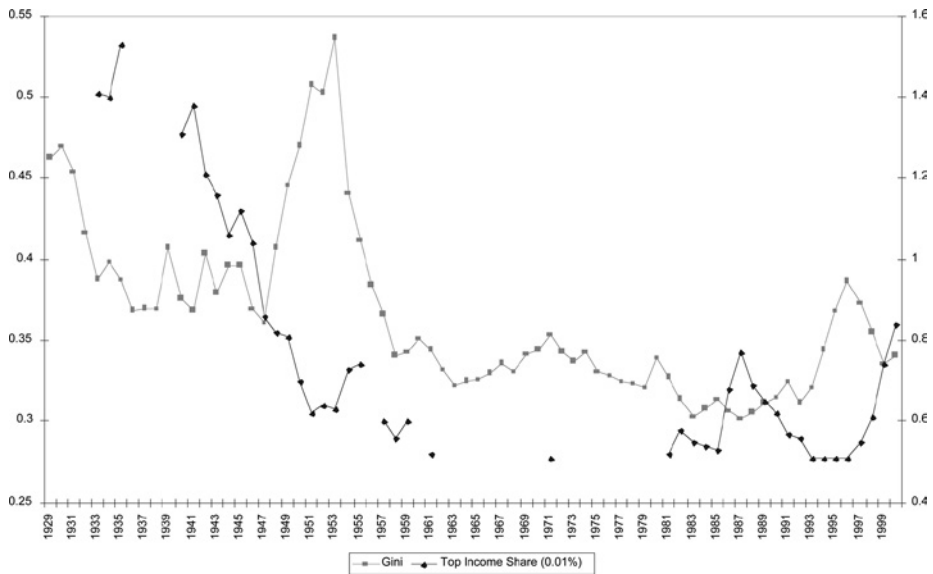
(44) PIKETTY y SAEZ, *op. cit.*, p. 203.

(45) ALVAREDO y SÁEZ, *cit.*, como en nota 10.

habría disminuido, de acuerdo con la disminución de la proporción de riqueza de las rentas más altas— (46), sino por un aumento en la proporción de las rentas de la propiedad dentro de los ingresos totales. Por lo tanto, la distinción entre España, cuya guerra civil tuvo un efecto divisorio en la sociedad, y la mayoría de los países occidentales, donde las guerras mundiales tendieron a aumentar la cohesión social, puede ser relevante para la comprensión de la época de posguerras.

¿Cómo podemos explicar los cambios en la distribución funcional de los ingresos? La observación de Morrison de que históricamente el diseño institucional ha garantizado las rentas a los propietarios, pero no a los trabajadores no cualificados, resulta esclarecedora (47). El proteccionismo arancelario, por ejemplo, podría ser interpretado bajo esta luz y sería posible usar el modelo de Stolper-Samuelson para proporcionar hipótesis explícitas sobre las tendencias de la desigualdad (48). ¿Se puede aplicar este modelo de manera satisfactoria al caso de España?

Gráfico 6. *Gini y Alvaredo y Saez (2007): aportación de las rentas más altas (0,01%)*



(46) Cf. ALVAREDO y SAEZ, cit., como en nota 10.

(47) MORRISON, *op. cit.*

(48) Cf. WILLIAMSON, J. G., «Land, labor, and globalization in the Third World, 1870-1940», *Journal of Economic History*, N.º 62, 2002, pp. 55-85.

Dentro del marco de Stolper-Samuelson (49) –que postula que el proteccionismo favorece a los factores escasos (tierra y capital, en este caso), mientras que penaliza el factor más abundante (mano de obra)– podría predecirse la caída de la desigualdad durante las fases de apertura a la competencia internacional (finales de la década de 1850 y principios de la década de 1860, finales de la década de 1880 y principios de la década de 1890) y el aumento de la desigualdad con la vuelta al proteccionismo estricto (desde finales de la década de 1890 hasta el final de la I Guerra Mundial). En España, a finales del siglo XIX, las fuerzas que operan en el modelo de Stolper-Samuelson habrían sido reforzadas por el hecho de que la protección arancelaria no fué acompañada de la emigración de los trabajadores, a diferencia de los que ocurrió en otros países proteccionistas europeos (i. e., Italia y Suecia). La depreciación de la peseta en la década de 1890 y principios de la década de 1900 dificultó la decisión de migrar, debido al drástico aumento del coste de la travesía (50). Sin embargo, el modelo de Stolper-Samuelson falla al intentar explicar el aumento de la desigualdad entre mediados de la década de 1860 y principios de la década de 1880 (51).

La reducción de la desigualdad durante la década de 1920 y principios de la década de 1930, un período de retroceso de la globalización, no sería coherente dentro del marco de Stolper-Samuelson (52). Otras fuerzas importantes condicionaron la evolución de la desigualdad. El crecimiento acelerado, la intensificación del uso del capital y el cambio estructural contribuyeron simultáneamente a reducir la desigualdad total en la década de 1920. La desigualdad salarial aumentó con el éxodo rural y la urbanización, dado que los salarios urbanos eran más altos y estaban sujetos a una varianza mayor que los salarios rurales –tal como predice el modelo de Kuznets (53)–, aunque la brecha entre los rendimientos de la propiedad y del trabajo disminuyó (54). Las reformas institucionales que incluyeron una nueva legislación social, especialmente la reducción del número de horas de la

(49) Cf. STOLPER, W. y SAMUELSON, P., «Protection and real wages», *Review of Economic Studies*, N.º 9, 1941, pp. 58-73.

(50) Cf. SÁNCHEZ-ALONSO, B., «European emigration in the late nineteenth century: the paradoxical case of Spain», *Economic History Review*, N.º 53, 2000, pp. 309-330; y SÁNCHEZ-ALONSO, B., «The other Europeans: immigration into Latin America and the international labour market, 1870-1930», *Revista de Historia Económica/Journal of Iberian and Latin American Economic History*, Vol. 25, N.º 3, 2007, pp. 395-426.

(51) Tal vez fue el resultado de un aumento relativo de la rentabilidad del capital y de la tierra frente a los salarios asociado a la construcción del ferrocarril, la explotación de los recursos mineros después de su liberalización y al auge de las exportaciones agrícolas (exacerbado por las importaciones francesas de vino después de la plaga de la filoxera).

(52) La visión convencional ha considerado la década de 1920 como unos años de intenso aislamiento. Sin embargo, este ya no es el punto de vista predominante, pues el proteccionismo comercial que caracteriza este período fue acompañado de entradas sustanciales de capital extranjero que rompieron la estrecha relación entre la inversión y el ahorro (PRADOS DE LA ESCOSURA, L., «La posición internacional de la economía española, 1850-1935: una estimación preliminar de la balanza de pagos», Universidad Carlos III [mimeo], 2007).

(53) KUZNETS, *op. cit.*, como en nota 1.

(54) Para saber más sobre las brechas salariales entre el campo y la ciudad y el éxodo rural, véase ROSÉS y SÁNCHEZ-ALONSO (*op. cit.*, como en nota 42) y SILVESTRE, J., «Internal migrations in Spain, 1877-1930», *European Review of Economic History*, Vol. 9, 2005, pp. 233-265. Los datos de urbanización están extraídos de TAFUNELL, X., «Construcción y vivienda», en A. Carreras y X. Tafunell (eds.), *Estadísticas históricas de España*, Madrid, Fundación BBVA, I, 2005, pp. 455-499.

jornada laboral, y la creciente voz de los sindicatos, contribuyeron a un aumento en los salarios en comparación con las rentas de la propiedad (55).

El descenso de la desigualdad durante la década de 1930 acompañado de un aumento a las restricciones de la movilidad de las materias primas y los factores de producción, contradice, de nuevo, el modelo de Stolper y Samuelson. Esto se debe a que importantes fuerzas favorecían la redistribución en España. En general, la reducción de la brecha entre los rendimientos de la propiedad y los del trabajo más que compensó el aumento de la desigualdad salarial. Posiblemente, la Gran Depresión impactó de forma negativa a las rentas más altas, reduciendo la concentración de rentas de la propiedad, tal y como habrían esperado Piketty y Saez (56). Sin duda, los salarios (nominales y reales) se incrementaron en un contexto en el que los sindicatos ganaban poder de negociación y aumentaban la conflictividad laboral (57). A principios de la década de 1930, la nueva legislación que tendió a incrementar los costes laborales, las amenazas a la propiedad de la tierra y los intentos por parte de los trabajadores de controlar las fábricas crearon una inseguridad entre los propietarios que condujo a un severo colapso de la inversión, y provocó una polarización en la sociedad española (58).

¿Cómo podría interpretarse la evolución de la desigualdad durante la posguerra y los años autárquicos (1939-1953)? Después de la reducción de la desigualdad como consecuencia de la propia guerra y de las políticas a favor de los trabajadores de la Segunda República, la victoria de Franco supuso un vuelco que provocó una sobrecorrección en sentido inverso, superándose con creces el ratio que podría considerarse «normal» entre las rentas de la propiedad y el trabajo. La compresión de los salarios se debió a la re-ruralización de la economía española (la proporción de la agricultura aumentó tanto en la producción como en el empleo) y a la prohibición de los sindicatos. Al mismo tiempo, durante la década de 1940, se dio un descenso paralelo en el 0,01 por ciento de la proporción de las rentas más altas (59).

(55) Vid. CABRERA, M. y DEL REY REGUILLO, F., *El poder de los empresarios. Política y economía en la España contemporánea (1875-2000)*, Madrid, Taurus, 2002; y COMÍN, F., «El período de entreguerras (1919-1935)», en F. Comín, E. Llopis y M. Hernández (eds.), *Historia económica de España. Siglos X-XX*, Barcelona, Crítica, 2002, pp. 285-329.

(56) PIKETTY y SAEZ, cit., como en nota 8. ALVAREDO y SÁEZ (*op. cit.*) observan, sin embargo, un aumento en el peso de las rentas más altas para el período de 1933-1935. ¿Fue esta una recuperación posterior al crash del 29?

(57) El aumento en el número de días perdidos por huelgas se disparó durante la Segunda República, llegando a 0,64 por ciento de los días trabajados en el año 1933, una cifra ligeramente superior a la más alta alcanzada durante la «transición a la democracia» en el año 1979 (0,56 por ciento). Las estimaciones calculadas sobre los días de huelga están extraídas de MALUQUER DE MOTES BERNET, J. y LLONCH, M., «Trabajo y relaciones laborales», en A. Carreras y X. Tafunell (eds.), *Estadísticas históricas de España*, Bilbao, Fundación BBVA, III, 2005, pp. 1155-1245, y el total de días trabajados por año, de PRADOS DE LA ESCOSURA, L. y ROSÉS, J. R., «The sources of long-run growth in Spain, 1850-2000», CEPR Discussion Paper 6189, 2007. Para consultar los datos sobre los salarios véase el apéndice.

(58) Cf. COMÍN, *op. cit.*, como en nota 55, pp. 294-5; y CABRERA y DEL REY, cit., como en nota 55, pp. 221-35.

Entre 1929 y 1936, la formación bruta de capital de los agentes domésticos se redujo a la mitad en términos reales (y en una cuarta parte en el caso de la inversión en vivienda), mientras que su participación en el PIB nominal se redujo del 16,9 en 1929 al 11,9 en 1936 (*vid.* PRADOS DE LA ESCOSURA, L., *El progreso económico de España, 1850-2000*, Madrid, Fundación BBVA, 2003).

(59) ALVAREDO y SÁEZ, *op. cit.*

Por lo tanto, mientras que la desigualdad disminuía en el seno de los rendimientos del trabajo y del capital, la polarización entre la propiedad y el trabajo provocó un aumento de la desigualdad total (60). El aislamiento internacional, resultado de las políticas autárquicas, intensificaría esta tendencia de aumento de la desigualdad ya que los factores escasos, tierra y capital, se veían favorecidos a expensas del factor más abundante y más igualitariamente distribuido: el trabajo.

Se produjo una disminución dramática de la desigualdad a mediados y finales de la década de 1950, es decir, antes de la que se considera la fase de liberalización y apertura posterior a las reformas de 1959 (61). Podría establecerse la hipótesis de que esto fue provocado por el aumento de la confianza de los agentes económicos en la viabilidad de la dictadura de Franco después de los acuerdos de cooperación entre Estados Unidos y España (62), que dieron lugar a la importación de nuevos bienes de equipo y a un aumento de la tasa de inversión. Entre 1953 y 1958, el aumento del crecimiento económico trajo consigo mejoras en los niveles de vida (el consumo privado creció en paralelo al PIB per cápita), la urbanización y el aumento de la participación del trabajo en la renta nacional (63). Es más, las políticas populistas del ministro de Trabajo de Franco condujeron a un aumento salarial sustancial y generalizado en 1956 (64).

Parece, pues, que no solo las fuerzas económicas internacionales desempeñaron un papel en la reducción de la desigualdad durante la segunda mitad del siglo xx. El crecimiento y cambio estructural jugaron un papel nada despreciable. El aumento del ahorro, ayudado por el desarrollo financiero que se dio junto al crecimiento económico (65), facilitó el acceso a la propiedad de la vivienda, lo que, a su vez, ayudó a reducir la concentración de rentas de la propiedad. Sin duda, la difusión de la educación jugó un papel importante en la disminución de la desigualdad mediante la reducción de la concentración del capital humano (66). Además, la disminución de las disparidades regionales, condicionada por la convergencia tecnológica, la generalización de la educación básica y la redistribución espacial del empleo también debieron de incidir en la distribución de los ingresos (67).

(60) Sobre el concepto de polarización, véase ESTEBAN, J. y RAY, D., «On the measurement of polarization», *Econometrica*, N.º 62, 1994, pp. 819-52.

(61) Vid. PRADOS DE LA ESCOSURA, L. y SANZ, J. C., «Growth and macroeconomic performance in Spain (1939-1993)», en N. Crafts y G. Toniolo (eds.), *Economic Growth in Europe since 1945*, Cambridge, Cambridge University Press/CEPR, 1996, pp. 355-387.

(62) Cf. Calvo-González, O., «American military interests and economic confidence in Spain under the Franco dictatorship», *Journal of Economic History*, N.º 67, 2007, pp. 740-767.

(63) Vid. PRADOS DE LA ESCOSURA, L., «Growth and structural change in Spain, 1850-2000: a European perspective», *Revista de Historia Económica/ Journal of Iberian and Latin American Economic History*, Vol. 25, N.º 1, 2007, pp. 147-181.

(64) Vid. BARCIELA, C., «Guerra civil y primer franquismo», en F. Comín, E. Llopis y M. Hernández (eds.), *Historia Económica de España. Siglos X-XX*, Barcelona, Crítica, 2002, pp. 331-367.

(65) Vid. COMÍN, F., «The Spanish savings banks and the competitive cooperation model (1928-2002)», *Revista de Historia Económica/ Journal of Iberian and Latin American Economic History*, Vol. 25, N.º 2, 2007, pp. 199-229; y MARTÍN ACEÑA, P. y PONS, M. A., «Sistema monetario y financiero», en A. Carreras y X. Tafunell (eds.), *Estadísticas históricas de España*, Madrid, Fundación BBVA, II, 2005, pp. 647-706.

(66) NÚÑEZ, C. E., «Educación», en A. Carreras y X. Tafunell (eds.), *Estadísticas históricas de España*, Madrid, Fundación BBVA, I, 2005, pp. 155-244.

(67) De hecho, el descenso moderado de la dispersión regional de los ingresos per cápita durante el comienzo del siglo xx se revirtió después de la guerra civil (1936-1939) –cf. DOMÍNGUEZ, R.,

Tal vez la coincidencia entre las políticas sociales del tardofranquismo y la cauta apertura de la economía podría ser interpretada en términos de asociación entre la exposición al comercio internacional y el peso del sector público (Rodrik 1997). A pesar de que el Estado de bienestar moderno no se introdujo totalmente en España hasta la transición, los gastos sociales ya habían aumentado en el período tardofranquista (1960-1975), lo cual tuvo que incidir en la reducción de la desigualdad. La proporción del gasto social en el PIB (excluyendo la educación) subió del 5,9 al 12,5 por ciento en la última década del franquismo, lo que representa un acercamiento parcial a las proporciones observadas en otros países de Europa occidental (Bandrés 1999).

El aumento de la participación política después de la restitución de la democracia en 1977 condujo a una reforma fiscal progresiva y a aumentos sustanciales del gasto público en transferencias sociales (desempleo, pensiones), educación y sanidad que tuvieron un fuerte impacto redistributivo y provocaron una reducción adicional de la desigualdad (Gimeno Ullastres 1999). La proporción del gasto social en el PIB alcanzó el 19,6 por ciento en 1981 y llegó a su punto máximo en 1993 (26,7 por ciento) (Bandrés 1999). El gasto presupuestario destinado al bienestar (incluyendo la educación) casi duplicó su proporción en el PIB durante las dos primeras décadas de la democracia. La descentralización política de las decisiones de gasto también tuvo un impacto en la disminución de la desigualdad (Goerlich y Mas 2004).

¿Cómo comparar el caso de España con otras experiencias históricas? Solo unos pocos países de la OCDE disponen de las estimaciones de la desigualdad de ingresos agregada a largo plazo (Flora 1983; Kaelble y Thomas 1991; Morrisson 2000). (68) Dinamarca, Noruega, Italia y el Reino Unido tienen estimaciones de Gini que se remontan a finales del siglo XIX, al igual que Japón y Estados Unidos fuera de Europa. También se dispone de algunas estimaciones históricas rudimentarias sobre la desigualdad en América Latina (69). Sin embargo, los problemas de comparabilidad entre las estimaciones de Gini construidas utilizando diferentes tipos de datos han llevado a los analistas a centrarse en las tendencias y no en los niveles (70). Por lo tanto, hay que tomar con cautela las evidencias históricas sobre estimaciones de Gini que aquí se presentan para unos cuantos países. El gráfico 7 muestra que el comportamiento de España fue similar al de los países de la OCDE, a excepción del período autárquico que siguió a la guerra civil (71). Curiosamente,

La riqueza de las regiones, Madrid, Alianza, 2002-, para reanudar su declive a un ritmo más rápido después de mediados de 1950, y para llegar a estabilizarse durante las dos últimas décadas del siglo XX (vid. CUADRADO ROURA, J. R., «Convergencia versus divergencia de las disparidades interregionales en España», en J. M. Maravall Herrero (ed.), *Dimensiones de la desigualdad*, Madrid, Fundación Argenteria/Visor, 1999, pp. 209-249).

(68) Sin tener en cuenta el trabajo masivo producido por ATKINSON, PIKETTY, SAEZ y sus asociados, que se concentran en la participación de las rentas más altas en la riqueza total.

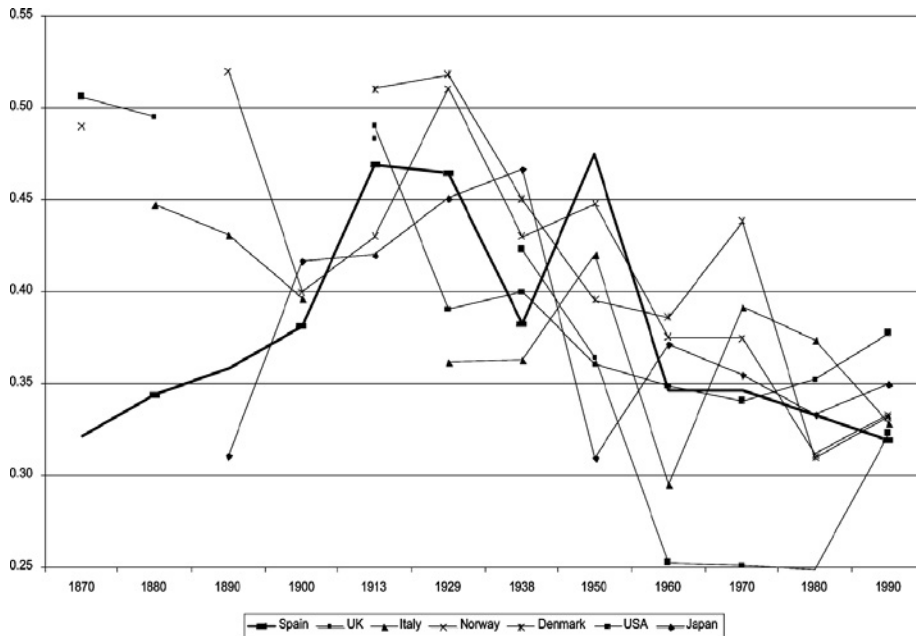
(69) Vid. PRADOS DE LA ESCOSURA, «Inequality and poverty in Latin America...», *op. cit.*

(70) GOTTSCHALK, P. y SMEEDING, T. M., «Empirical evidence on income inequality in industrialized countries», en A. B. Atkinson y F. Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution*, Ámsterdam, Elsevier, I, 2000, pp. 261-307, p. 285.

(71) Los datos sobre los coeficientes de Gini para los países de la OCDE provienen de WIDER y DEININGER y SQUIRE (1996, *op. cit.*) y se han completado con FLORA (cit.) y MORRISON (cit.) para Dinamarca y Noruega; ROSSI *et al.* (cit., como en nota 37) para Italia; LINDERT (cit., como en nota 37) para Estados Unidos; LINDERT (cit.) y WILLIAMSON, J. G., *Did British Capitalism Breed Inequality?*,

la comparación con Italia en el siglo xx representa a esta como un caso de desarrollo más benigno. El contraste con el caso de América Latina es esclarecedor (gráfico 8) (72). Contrariamente a la suposición habitual de que la desigualdad en América Latina es alta y constante desde los tiempos coloniales, una tendencia al alza hasta la década de 1960 llevó a la desigualdad a la alta meseta en la que se estabilizó durante el resto del siglo xx. España y América Latina siguieron patrones similares hasta mediados de la década de 1950, cuando España se desplazó hasta que sus niveles de desigualdad convergieron con los de la OCDE.

Gráfico 7. Gini en España y los países de la OCDE, 1870-2000



Londres, Allen and Unwin, 1985, ajustado a la revisión de LINDERT (www.econ.ucdavis.edu/faculty/fzlinder/Massie1759rev.htm) para el Reino Unido.

(72) El número después de *LatAm* indica los países incluidos en diferentes muestras de países de América Latina. Por lo tanto, *LatAm4* incluye Argentina, Brasil, Chile y Uruguay; *LatAm6*, *LatAm4* más Colombia y México; *LatAm15*, todos los países de América Latina excepto Bolivia, Cuba, Haití, Nicaragua y Paraguay; y *LatAm16*, *LatAm15* más Nicaragua. Véase PRADOS DE LA ESCOSURA, L., «Inequality and poverty in Latin America: a long-run exploration», en T. J. Hatton, K. H. O'Rourke y A. M. Taylor (eds.), *New Comparative Economic History*, Cambridge (MA), MIT Press, 2007, pp. 291-315.

IV. TENDENCIAS DE LA POBREZA ABSOLUTA

¿De qué modo han incidido las tendencias de la desigualdad y el crecimiento económico en la reducción de la pobreza a lo largo del último siglo y medio? En esta sección voy a calibrar las tendencias en la pobreza absoluta, a partir de las cuales se podrán derivar hipótesis para futuras investigaciones.

Me centraré en el crecimiento absoluto de los ingresos de los pobres (73), más que en si experimentaron un crecimiento relativamente desproporcionado (74). Por lo tanto, la evolución de la pobreza absoluta se definirá respecto a un umbral de pobreza internacional fijo.

Si el umbral de pobreza fijo (UP) se establece convencionalmente en 2 dólares por persona y día (expresado en términos de paridad de poder adquisitivo del año 1985), no fue hasta 1900 cuando los ingresos medios en España (medidos con el PIB per cápita) duplicaron el umbral de la pobreza. Si tenemos en cuenta los resultados de investigaciones empíricas recientes en los países en vías de desarrollo (75), probablemente, este nivel tan bajo de desarrollo obstaculizó el impacto del crecimiento sobre la reducción de la pobreza (76). En el debate actual sobre cómo el crecimiento favorece a los pobres existen varios puntos de vista. Uno de ellos es que cuanto mayor es el nivel inicial de desigualdad, menor será la reducción de la pobreza para una determinada tasa de crecimiento del PIB per cápita. Por lo tanto, la reducción de la pobreza dependerá del nivel medio de ingresos inicial y de su posterior crecimiento, de la distribución inicial de ingresos y su evolución en el tiempo, así como de cuán sensible sea la pobreza a las modificaciones del crecimiento y la desigualdad (77).

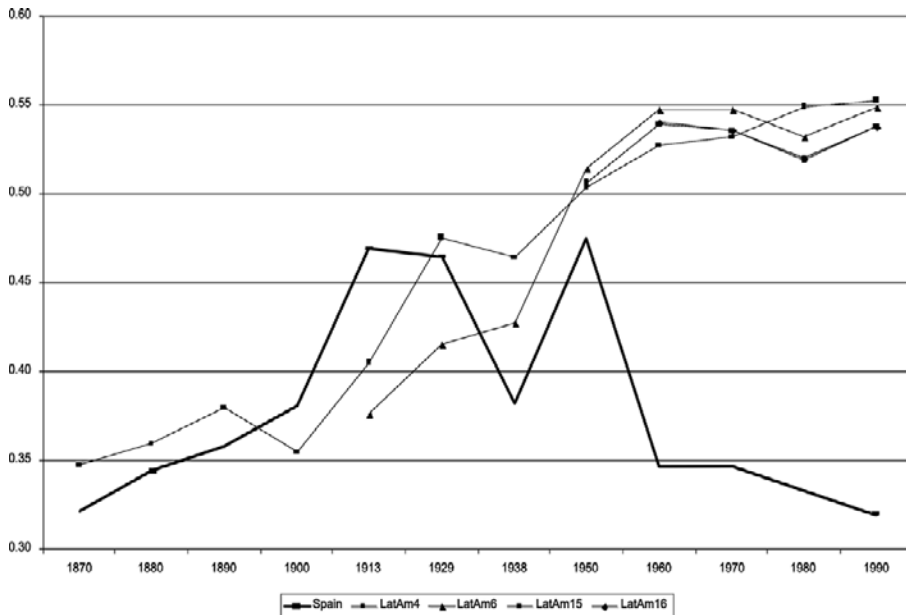
(73) RAVALLION, M. y CHEN, S., «Measuring pro-poor growth», *Economics Letters*, N.º 78, 2003, pp. 93-99.

(74) KAKWANI, N. y PERNIA, E., «What is pro-poor growth?», *Asian Development Review*, N.º 18, 2000, pp. 1-16.

(75) Por ejemplo BOURGUIGNON, F., «The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods», *Delta Working Papers* 2002-3, 2002; KLASSEN, S., «In search of the holy grail: how to achieve pro-poor growth? En B. Tungodden», en N. Stern y I. Kolstad (eds.), *Toward Pro-Poor Policies: Aid, Institutions, Globalization*, Nueva York, Oxford University Press, 2004, pp. 63-93; LÓPEZ, J. H., «Pro-poor—pro-growth: is there a trade off?», *World Bank Policy Research Working Paper* 3378, 2004; RAVALLION, M., «Can high inequality development countries escape absolute poverty?», *Economics Letters*, N.º 56, 1997, pp. 51-57; y RAVALLION, M., «Pro-poor growth: a primer», *World Bank Policy Research Working Paper* 3242, 2004.

(76) DEININGER, K. y SQUIRE, L., «New ways of looking at old issues: inequality and growth», *Journal of Development Economics*, N.º 57, 1998, pp. 257-85.

(77) BOURGUIGNON, cit., como en nota 75; Ravallion, «“Pro-poor growth: a primer», cit.; LÓPEZ, J. H. y SÉRVEN, L., «A normal relationship? Poverty, growth, and inequality», *World Bank Policy Research Working Paper* 3814, 2006.

Gráfico 8. *Gini en España y América Latina, 1870-2000*

¿Qué impacto habrían tenido, entonces, en el caso de España, el crecimiento de los ingresos medios y los cambios en la distribución en la pobreza absoluta? Durante el siglo XIX y hasta la I Guerra Mundial los bajos ingresos per cápita y el aumento de la desigualdad podrían haber reducido de forma drástica el impacto del crecimiento económico en la pobreza. Una tasa alta de desigualdad inicial también habría mitigado el efecto de la aceleración de la actividad económica sobre la pobreza durante la década de 1920, como habría sucedido durante la recuperación del crecimiento en 1953-1958. Además, la falta de crecimiento a principios de la década de 1930 presupone que la reducción de la desigualdad tuvo un efecto débil sobre la reducción de la pobreza. Sin embargo, el crecimiento sin precedentes que se dio de 1959 a 1974 sugiere que, una vez eliminada la restricción inicial de ingresos bajos, se podría percibir el impacto sobre la pobreza.

¿Se pueden poner a prueba estas hipótesis? Por desgracia, en España carecemos de datos microeconómicos sobre el gasto medio de los hogares para calcular los niveles de pobreza y las tendencias antes de finales del siglo XX. En estas circunstancias, parece muy atractiva la hipótesis de Bourguignon y Morrison de que la distribución de la renta se mantuvo inalterada en España desde principios del XIX hasta mediados del XX (78). En tal caso, bastaría con conocer la tasa de crecimiento del PIB per cápita para evaluar la evolución de la pobreza absoluta a lo largo del

(78) BOURGUIGNON, F. y MORRISSON, C., «Inequality among world citizens: 1820-1992», *American Economic Review*, Vol. 92, N.º 4, 2002, pp. 727-744.

tiempo. De hecho, investigaciones recientes (79) indican que una gran proporción de los cambios a largo plazo en la pobreza se explica por el crecimiento de los ingresos medios y, por lo tanto, hace hincapié en la protección de los derechos de propiedad, las políticas macroeconómicas estables y la apertura al comercio internacional como medios simultáneos para lograr crecimiento y eliminar la pobreza absoluta (80). Sin embargo, asumir que la reducción de la pobreza se corresponde proporcionalmente con el crecimiento del PIB per cápita sería una burda tergiversación (81) y, por lo tanto, he preferido recurrir a la evidencia macroeconómica del crecimiento y a los cambios en la distribución de la renta que se han presentado en los dos epígrafes anteriores para proponer conjeturas acerca de las tendencias históricas de la pobreza absoluta.

He calibrado el impacto del crecimiento y de los cambios en la desigualdad en la pobreza absoluta para el caso de España basándome en la reciente investigación empírica realizada por López y Servén (82), que amplía la investigación anterior llevada a cabo por Bourguignon (83), Ravallion (84) y Kraay (85). Esta se basa en la mayor base de microdatos disponible hasta el momento, para una amplia muestra de países desarrollados y en vías de desarrollo a lo largo de las últimas cuatro décadas. Usando una aproximación paramétrica, López y Servén concluyen que la distribución de los ingresos observada es consistente con la hipótesis de log-normalidad (86). En virtud de la log-normalidad, la contribución a la reducción de la pobreza del crecimiento y de los cambios de la desigualdad solo depende de la ratio umbral de pobreza/ ingresos medios, y de una medida de la desigualdad (el coeficiente de Gini). El número de pobres, P_0 , es decir, el porcentaje de población por debajo del umbral de pobreza, se deriva de la siguiente forma:

$$P_0 = \Phi(\log(z/\nu)/\sigma + \sigma/2), \quad (2)$$

$$\text{Donde } \sigma = \sqrt{2} \Phi^{-1}((1+G)/2) \quad (3)$$

en el cual, Φ es una distribución normal acumulativa; ν , el promedio del ingreso per cápita; z , el umbral de pobreza; σ , la desviación estándar de la distribución; y G , el coeficiente de Gini.

Por lo tanto, todo lo que necesito para calibrar la medida de la pobreza es la ratio umbral de pobreza/ingresos medios y el coeficiente de Gini (para lo cual voy a utilizar el indicador aproximado derivado en el epígrafe 1).

El gráfico 9 muestra principalmente la disminución de la pobreza absoluta a largo plazo. La reducción de la pobreza sucede, sin embargo, a diferentes velocidades a lo largo del tiempo –un resultado que sostiene la tesis de que el impacto del

(79) KRAAY, A., «When is growth pro-poor? Evidence from a panel of countries», *Journal of Development Economics*, N.º 80, 2006, pp. 198-227.

(80) KLASSEN, cit.; OECD, *The Labour Force Statistics Database*, París, OECD, 2006.

(81) RAVALLION (2004, cit.) ha propuesto asociar los cambios en la pobreza al crecimiento económico mediante la expresión: *Tasa de reducción de la pobreza* = [Constante * (1 - índice de desigualdad)^θ] * tasa de crecimiento. En donde la constante es negativa (-9,3 en el ejemplo de Ravallion) y el coeficiente θ no es menor de uno (Ravallion sugiere $\theta = 3$).

(82) LÓPEZ, J. H. y SÉRVEN, L., «A normal relationship?...», cit.

(83) BOURGUIGNON, cit., como en nota 75.

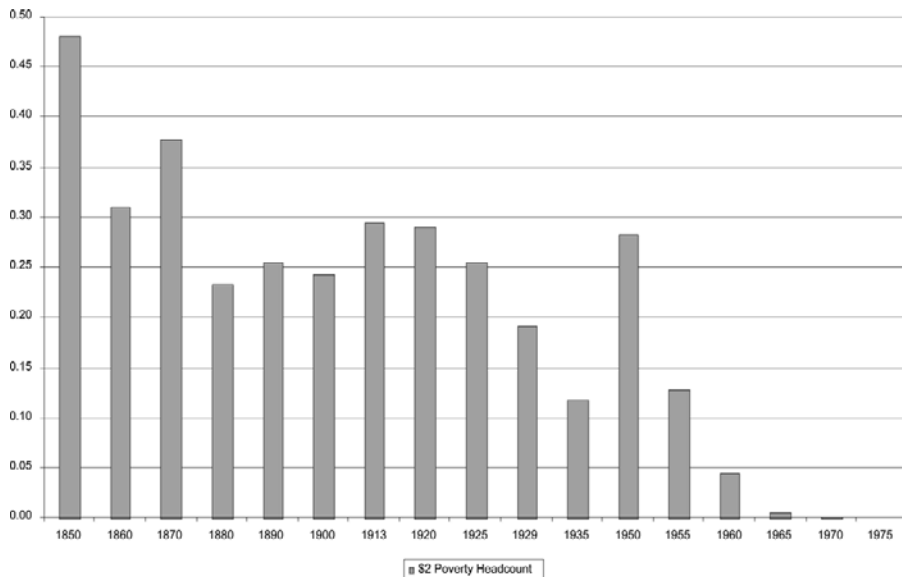
(84) En sus trabajos de 1997 y 2004, cit. en nota 75.

(85) KRAAY, A., «When is growth pro-poor?...», como en nota 79.

(86) LÓPEZ y SÉRVEN, cit., como en nota 77.

crecimiento sobre la pobreza se debilita cuando aumenta la desigualdad y existen unos niveles de desarrollo iniciales bajos—, mientras que aumenta sus efectos una vez que se libera la restricción de ingreso inicial (Cuadro 2, col. I.). Entre 1850 y 1880 tuvo lugar una contracción económica importante que se estabilizó, seguida de una expansión que alcanzó su punto álgido durante la I Guerra Mundial. El crecimiento cimentó la caída de la pobreza absoluta durante el tercer cuarto del siglo XIX, dado que la desigualdad no cambió sustancialmente. El lento crecimiento y el aumento de la desigualdad explican el aumento de la pobreza absoluta durante el período 1880-1920. La fuerte caída en la pobreza absoluta durante el período de entreguerras fue resultado de la combinación de un descenso sostenido de la desigualdad y del rápido crecimiento de la década de 1920. Este resultado es contraintuitivo, ya que la literatura ha insinuado, aunque no ha llegado a demostrar, una asociación entre la enorme desigualdad y la pobreza extrema con el comienzo de la guerra civil (87). Durante los primeros años del franquismo (1939-1953), el aumento de la desigualdad y los malos resultados económicos causaron que la proporción de personas por debajo del umbral de la pobreza volviera a niveles anteriores a 1920. Por el contrario, el último período de la dictadura de Franco aparece como una época benévola de descenso de la desigualdad y aumento de la renta per cápita, en la que estos dos factores consiguieron que se erradicase la pobreza absoluta a mediados de la década de 1960.

Gráfico 9. *Recuento de la pobreza (umbral de pobreza: 2 dólares de Geary-Khamis de 1985 por persona y día)*



(87) Cf. PÉREZ LEDESMA, M., *Estabilidad y conflicto social. España, de los iberos al 14-D*, Madrid, Nerea, 1990; y PAYNE, S. G., *Spain's First Democracy: The Second Republic, 1931-1936*, Maddison, University of Wisconsin Press, 1993.

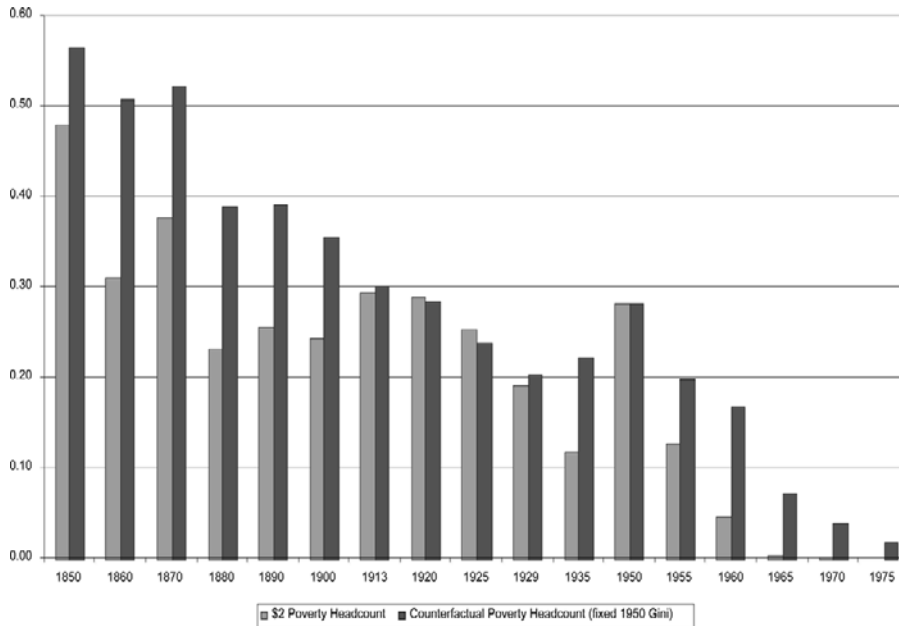
Sin embargo, basta echar un vistazo al gráfico 3 para ver que, dada la similitud entre los niveles de desigualdad a mediados del siglo XIX y a finales del XX, el crecimiento explicaría por sí mismo la erradicación de la pobreza absoluta. ¿Fue este el caso? Con el fin de calcular el impacto del crecimiento sobre la reducción de la pobreza, he llevado a cabo un ejercicio hipotético en el que he computado el número de pobres suponiendo que la desigualdad se mantuviera en un nivel alto (el de 1950) a lo largo del período 1850-2000. En el gráfico 10 se ofrecen los resultados de la calibración y el número de pobres hipotéticos, mientras que las respectivas tasas de reducción de la pobreza se recogen en el cuadro 2. Resulta que, aunque el crecimiento económico fue la fuerza principal causante de la disminución de la pobreza absoluta a largo plazo, en algunos momentos la intensa disminución de la pobreza vino de la mano de un rápido descenso de la desigualdad (por ejemplo, de finales de 1920 a principios de 1930 y a finales de 1950).

Cuadro 2. *Recuento de la pobreza absoluta: tasas reales e hipotéticas de descenso (%)*

	Actual	Counterfactual
1850-1880	2.4	1.2
1880-1920	-0.5	0.8
1920-1935	5.9	1.7
1950-1960	18.2	5.2
1960-1975	32.8	14.4
1850-1920	0.7	1.0
1950-1975	27.0	10.7
1850-1975	5.8	2.7

Fuentes: El recuento hipotético de la pobreza se ha obtenido asumiendo una desigualdad constante en los niveles de 1950. Véase el texto.

Gráfico 10. Recuento real e hipotético de la pobreza (umbral de pobreza: 2 dólares de Geary-Khamis de 1985 por persona al día)



El caso de España presenta interesantes analogías y diferencias con América Latina. España imitó la evolución de la pobreza en América Latina hasta la década de 1950, cuando los niveles de desigualdad en España se apartaron de los que prevalecen en América Latina e iniciaron una rápida convergencia hacia los modelos de la OCDE (88). Por lo tanto, el crecimiento de los ingresos per cápita tuvo un mayor impacto en cuanto a la supresión de la pobreza absoluta en España que en América Latina, donde el número de personas pobres seguía siendo alto a finales del siglo xx (89).

Por desgracia, las conjeturas sobre el comportamiento de la pobreza absoluta en España a largo plazo no pueden ser confrontadas con evidencias empíricas, excepto para el final del siglo xx. La reducción de la desigualdad que se produjo a

(88) He llevado a cabo una calibración provisional, similar a la que hice para España, para la muestra de países de la OCDE incluidos en el gráfico 7, lo que sugiere que la pobreza absoluta había sido suprimida (es decir, que representa menos del 1 por ciento de la población) en Estados Unidos, Reino Unido, Dinamarca y Noruega en 1950, y en Italia y Japón en 1960 y 1965, respectivamente (la misma fecha para España que este último).

(89) Según mis cálculos utilizando el mismo enfoque, los que tienen 2 dólares de 1985 o menos representaron el 17 por ciento de la población en Colombia en 1990, el 15 por ciento en Brasil y el 11 por ciento en Chile; los números solo se habían reducido a cero en Uruguay. Mientras tanto, el número de personas pobres osciló entre un tercio y la mitad de la población en la mayor parte de América Central y Bolivia. Mis estimaciones son significativamente más bajas, sin embargo, que los cálculos directos de SZÉKELY, M., «The 1990s in Latin America: another decade of persistent inequality, but with somewhat lower poverty», Inter-American Development Bank Working Paper Series 454, 2001.

partir de finales de la década de 1970, estuvo acompañada por una expansión en el gasto medio durante la década de 1980. Consecuentemente, el Estado de bienestar aumentó, en términos reales, entre el 37 y el 51% entre 1973 y 1991 (90). Empleando un umbral de pobreza fijo –equivalente al 50 por ciento del gasto medio en 1973-1974– Río Otero y Ruiz-Castillo muestran una disminución significativa en la proporción de pobres a finales del siglo xx: el número absoluto de pobres se redujo (91) –en términos de gasto per cápita– del 22,2% de la población en 1973-1974 al 15,1% en 1980-1981, y al 5,1% en 1990-1991. Por lo tanto, las tendencias derivadas de la calibración histórica de la pobreza absoluta no contradicen las conclusiones de los estudios empíricos basados en microdatos.

V. OBSERVACIONES FINALES

En España la desigualdad aumentó durante finales del siglo xix y hasta la I Guerra Mundial, tendencia que se revirtió durante el período de entreguerras, se redució durante la autarquía posterior a la guerra civil, y descendió desde mediados de 1950 hasta la década de 1980. Durante los primeros cien años considerados, la brecha entre los rendimientos del trabajo y los de la propiedad impulsó la desigualdad agregada. Luego, a partir de mediados de 1950, mientras el crecimiento y el cambio estructural se aceleraban, la mano de obra cualificada aumentó su proporción en el empleo y la dispersión de los rendimientos del trabajo se convirtió en el principal determinante de la distribución del ingreso personal.

El contraste entre España y América Latina ofrece una evolución a largo plazo en paralelo hasta mediados del siglo xx, cuando España se desvió para converger con los niveles de la OCDE. Sin embargo, la desigualdad española diverge del patrón dominante en la Europa occidental –por lo menos, si se acepta la teoría recientemente elaborada por Atkinson, Piketty, Saez y sus asociados– ya que se ajusta a una curva de Kuznets; las dos guerras mundiales y la guerra civil agravaron dicha desigualdad (aunque no provocaron efectos permanentes) y la tributación progresiva solo tuvo efectos a partir de 1980.

En la España moderna no se observa que se haya sacrificado crecimiento para lograr mayor igualdad. En sus fases más dinámicas, la desigualdad se redujo (la década de 1920, los años dorados), pero también aumentó (1850-1883); mientras que en algunos años de malos resultados económicos la desigualdad se profundizó (1880-1920, la autarquía de la posguerra), y en otros se contrajo (durante la Segunda República, 1931-1936 y la transición, 1976-1985). Asimismo, el crecimiento económico y la desigualdad decreciente tuvieron resultados drásticamente diferentes durante las crisis mundiales de 1930 y 1970: la lucha política y social que con-

(90) RUIZ-CASTILLO UCELAY, J. y SASTRE GARCÍA, M., «Desigualdad y bienestar en España en términos reales: 1973-74, 1980-81 y 1990-91», en J. M. Maravall Herrero (ed.), *Dimensiones de la desigualdad*, Madrid, Fundación Argentaria/Visor, 1999, pp. 345-366.

(91) RÍO OTERO, C. del, RUIZ-CASTILLO UCELAY, J., «El enfoque de la dominancia en el análisis de la pobreza», en J. M. Maravall Herrero (ed.), *Dimensiones de la desigualdad*, Madrid, Fundación Argentaria/Visor, 1999, pp. 429-460.

dujo a la guerra civil, en el primer período, y la estabilidad democrática y el consenso social, en el segundo.

La pobreza absoluta experimentó una disminución a largo plazo. El crecimiento se impuso a la desigualdad decreciente como la principal causa de la reducción de la pobreza, pero una distribución del ingreso más igualitaria jugó un papel nada despreciable en las fases cruciales de la disminución de la pobreza absoluta. El contraste con América Latina revela que, gracias a un menor grado de desigualdad inicial, el crecimiento económico español de finales del siglo XX tuvo beneficios mucho mayores en términos de reducción de la pobreza absoluta.

A partir de esta evaluación preliminar de la experiencia de la España moderna, surgen algunas hipótesis sobre las conexiones entre el crecimiento, la desigualdad y el conflicto social. Los intentos de introducir reformas institucionales y sociales durante la Segunda República (1931-1936) fueron acompañados por el aumento de la agitación social y política que llevó al levantamiento del general Franco y a la guerra civil (1936-1939). ¿Tuvo la guerra española causas económicas? ¿Existió, en las raíces de la guerra civil española, una lucha contra la distribución de los ingresos y de la riqueza? (92) El hecho de que la guerra estallara tras una década y media de descenso de la desigualdad y de reducción de la pobreza exige nuevas hipótesis explicativas. Las expectativas incumplidas de compartir el aumento de la riqueza de aquellos que están en la parte inferior de la distribución puede contribuir, tal vez, a explicar el malestar social que precedió a la guerra civil. Asimismo, la reducción de la brecha entre los rendimientos de la propiedad y los del trabajo en un contexto de agitación social, incluyendo amenazas a la propiedad durante la década de 1930, ofrece una posible explicación a que un sector nada desdeñable de la sociedad española apoyara el golpe de Estado que provocó la guerra civil.

El resultado de la guerra civil, la larga dictadura de Franco (1939-1975), abarcó dos fases diferenciadas: la autarquía y el crecimiento lento caracterizaron la primera, y la cauta liberalización y el rápido progreso económico, la segunda. Mis cálculos sugieren que un aumento espectacular de la desigualdad, posiblemente como consecuencia de la guerra civil, junto con un crecimiento lento, dieron lugar a unos índices de pobreza impresionantes, con uno de cada cuatro españoles por debajo del umbral de la pobreza a principios de los años cincuenta. Una situación benevolente surge, a su vez, a partir de mediados de la década de 1950, pues la distribución del ingreso se hizo más igualitaria y el crecimiento se aceleró; de hecho, la pobreza absoluta fue prácticamente erradicada a mediados de 1960. Tal vez se encuentren aquí las raíces del éxito de la transición a la democracia en el último cuarto del siglo XX.

VI. AGRADECIMIENTOS

El origen de este artículo está en una asesoría de investigación a corto plazo para un proyecto sobre crecimiento y pobreza llevado a cabo en la Oficina del Banco Mundial para la región de América Latina y el Caribe. Humberto López y

(92) *Vid.* Boix, C., «Spain: development, democracy and equity», IBRD World Development Report 2006 Background Paper, 2004.

Luis Servén amablemente me permitieron acceder a sus investigaciones inéditas. Me he basado en gran medida en la base de datos sobre los rendimientos del trabajo que Joan Rosés y yo hemos construido para nuestro proyecto en curso sobre las causas cercanas del crecimiento en España. Agradezco sinceramente los comentarios y sugerencias detalladas de Luis Bértola, Pedro Fraile Balbín, Francisco Goerlich, Alfonso Herranz-Loncán, Humberto López, Christian Morrison, Joan Rosés, Giovanni Vecchi, Jeff Williamson y, en particular, de Branko Milanovic. También agradezco a Francisco Comín, Joan Esteban, Stefan Houpt, Santos Juliá, Matilde Mas, Jordi Palafox, Francisco Pérez, Mari Ángeles Pons, Fernando del Rey, Blanca Sánchez-Alonso, Javier Silvestre, James Simpson, Pedro Schwartz y Jan Luiten van Zanden, así como a los participantes de los seminarios celebrados en la Universidad de Valencia, en la Universidad San Pablo-CEU, en el Congreso de la Asociación de Historia Económica Internacional (Helsinki, agosto de 2006) y en el I Congreso Latinoamericano de Historia Económica (Montevideo, diciembre de 2007). He recibido apoyo financiero del Ministerio de Educación y Ciencia español (Proyecto de Investigación SEC2002-01596 y «Consolidando la economía») y de la Comunidad de Madrid (Proyectos CCG06-UC3M/HUM-0872 y CCG07-UC3M/HUM-3288).

BIBLIOGRAFÍA

- ALCAIDE INCHAUSTI, J., «Distribución sectorial, factorial y personal de la renta», en J. L. García Delgado (ed.), *España, Economía: ante el siglo XXI*, Madrid, Espasa, 1999, pp. 457-481.
- ALLEN, R. C., «A pessimist's model of growth and inequality during the British Industrial Revolution», Nuffield College, University of Oxford (mimeo), 2005.
- ALVAREDO, F. y SAEZ, E., «Income and wealth concentration in Spain in a historical and fiscal perspective», Paris School of Economics Paper 2007-39, 2007.
- AYUNTAMIENTO DE BARCELONA, *Anuario Estadístico de España* (varios números), 1905.
- ATKINSON, A. B. Y BRANDOLINI, A., «Promise and pitfalls in the use of «secondary» datasets: income inequality in OECD countries as a case study», *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, N.º 3, 2001, pp. 771-799.
- ATKINSON, A. B. Y PIKETTY, T., *Top Incomes over the Twentieth Century*, Oxford, Oxford University Press, 2007.
- BAIGES, J., MOLINAS, C. y SEBASTIAN, M., *La economía española 1964-1985. Datos, fuentes y análisis*, Madrid, Instituto de Estudios Fiscales, 1987.
- BANDRÉS, E., «Gasto público y estructura del bienestar: el sistema de protección social», en J. L. García Delgado (ed.), *España, Economía: ante el siglo XXI*. Madrid, Espasa, 1999, pp. 631-660.
- BARCIELA, C., «Guerra civil y primer franquismo», en F. Comín, E. Llopis y M. Hernández (eds.), *Historia Económica de España. Siglos X-XX*, Barcelona, Crítica, 2002, pp. 331-367.
- BETRÁN, C. y PONS, M. A., «Skilled and unskilled wage differentials and economic integration, 1870-1930», *European Review of Economic History*, Vol. 8, N.º 1, 2004, pp. 29-60.

- BOIX, C., «Spain: development, democracy and equity», IBRD World Development Report 2006 Background Paper, 2004.
- BOURGUIGNON, F., «The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods», Delta Working Papers 2002-3, 2002.
- BOURGUIGNON, F. y MORRISON, C., «Inequality among world citizens: 1820-1992», *American Economic Review*, Vol. 92, N.º 4, 2002, pp. 727-744.
- BRENNER, Y. S., KAEUBLE, H. y THOMAS, M. (eds.), *Income Distribution in Historical Perspective*, Cambridge, Cambridge University Press, 1991.
- BRINGAS GUTIÉRREZ, M. A., *La productividad de los factores en la agricultura española (1752-1935)*, Madrid, Banco de España, 2000.
- CABALLERO, F., *Memoria sobre el fomento de la población rural*, Madrid, Imp. del Colegio de Sordo-mudos y de Ciegos, 1864.
- CABRERA, M. y DEL REY REGUILLO, F., *El poder de los empresarios. Política y economía en la España contemporánea (1875-2000)*, Madrid, Taurus, 2002.
- CALVO-GONZÁLEZ, O., «American military interests and economic confidence in Spain under the Franco dictatorship», *Journal of Economic History*, N.º 67, 2007, pp. 740-767.
- CAMPS, E., *La formación del mercado de trabajo industrial en la Cataluña del siglo XIX*, Madrid, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 1995.
- CERDÁ, I., *Teoría general de la urbanización y aplicación de sus principios y doctrinas a la reforma y ensanche de Barcelona*, Barcelona, 1867.
- CHASTAGNARET, G., *L'Espagne, puissance minière dans l'Europe du XIXe siècle*, Madrid, Casa de Velásquez, 2000.
- CLARK, C., *The Conditions of Economic Progress*, 3.ª ed. Londres, Macmillan, 1957.
- COMÍN, F., *Historia de la Hacienda pública, II España (1808-1995)*, Barcelona, Crítica, 1996.
- «El período de entreguerras (1919-1935)», en F. Comín, E. Llopis y M. Hernández (eds.), *Historia económica de España. Siglos X-XX*, Barcelona, Crítica, 2002, pp. 285-329.
- «Reaching a political consensus for tax reform in Spain: the Moncloa pacts, joining the European Union and the best of the journey», Georgia State University, Andrew Young School of Policy Studies, International Studies Program Working Paper 06-01, 2006.
- «The Spanish savings banks and the competitive cooperation model (1928-2002)», *Revista de Historia Económica/Journal of Iberian and Latin American Economic History*, Vol. 25, N.º 2, 2007, pp. 199-229.
- CRAFTS, N., «Globalization and growth in the twentieth century», International Monetary Fund Working Paper 00/44, 2000.
- CUADRADO ROURA, J. R., «Convergencia versus divergencia de las disparidades interregionales en España», en J. M. Maravall Herrero (ed.), *Dimensiones de la desigualdad*. Madrid, Fundación Argentaria/Visor, 1999, pp. 209-249.
- DEININGER, K. y SQUIRE, L., «A new data set measuring income inequality», *World Bank Economic Review*, N.º 10, 1996 (actualizado), pp. 565-91.
- «New ways of looking at old issues: inequality and growth», *Journal of Development Economics*, N.º 57, 1998, pp. 257-85.
- DOMÉNECH, J., «Working hours in the European Periphery. The length of the working day in Spain, 1880-1920», *Explorations in Economic History*, N.º 44, 2007, pp. 469-86.
- DOMÍNGUEZ, R., *La riqueza de las regiones*. Madrid, Alianza, 2002.

- DUMKE, R., «Income inequality and industrialization in Germany, 1850-1913: images, trends and causes of historical inequality», *Research in Economic History*, N.º 11, 1988, pp. 1-47.
- «Income inequality and industrialization in Germany, 1850-1913: the Kuznets hypothesis re-visited», en Y. S. Brenner, H. Kaelble and M. Thomas (eds.), *Income Distribution in Historical Perspective*, Cambridge, Cambridge University Press, 1991, pp. 117-48.
- Encuesta de Estructura Salarial*, Madrid, INE, varios números.
- Encuesta de Salarios y de Coste Laboral*, Madrid, INE, varios números.
- ESCUADERO, A., *Minería e industrialización de Vizcaya*, Barcelona, Crítica, 1998.
- ESTEBAN, J. y RAY, D., «On the measurement of polarization», *Econometrica*, N.º 62, 1994, pp. 819-52.
- FLORA, P., *State, Economy and Society in Western Europe, 1815-1975*, Frankfurt, Campus (2 vols.), 1983.
- FRANCOIS, J. F. y ROJAS-ROMAGOSA, H., «The construction and interpretation of combined cross-section and time-series inequality datasets», World Bank Policy Research Working Paper 3748, 2005.
- FUENTE, A. DE LA, «On the sources of convergence: a close look at Spanish regions», *European Economic Review*, N.º 46, 2002, pp. 569-99.
- Fundación BBV, *Renta nacional de España y su distribución provincial: serie homogénea años 1955 a 1993 y avances 1994 a 1998*, Bilbao, Fundación BBV, 1999.
- GIMENO ULLASTRES, J. A., «La incidencia redistributiva de las prestaciones públicas en especie: sanidad y educación», en J. M. Maravall Herrero (ed.), *Dimensiones de la desigualdad*, Madrid, Fundación Argentaria/Visor, 1999, pp.15-67.
- GOERLICH, F. J. y MAS, M., «Inequality in Spain 1973-91: contribution to a regional database», *Review of Income and Wealth*, N.º 47, 2001, pp. 361-378.
- «Distribución personal de la renta en España. 1973-2001», *Papeles de Economía Española*, N.º 100, 2004, pp. 50-58.
- GOTTSCHALK, P. y SMEEDING, T. M., «Empirical evidence on income inequality in industrialized countries», en A. B. Atkinson y F. Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution*, Ámsterdam, Elsevier, I, 2000, pp. 261-307.
- HOFFMANN, W. G., GRUMBACH, F. y HESSE, H., *Das Wachstum der deutschen Wirtschaft seit der Mitte des 19. Jahrhunderts*, Berlín, Springer, 1965.
- HUBERMAN, M., «Working hours of the world unite? New international evidence of worktime, 1870-1913», *Journal of Economic History*, N.º 64, 4, 2005, pp. 964-1001.
- INSTITUTO DE REFORMAS SOCIALES, *Memorias Generales de la Inspección de Trabajo*, Madrid, Instituto de Reformas Sociales (varios números).
- JAIN, S., *Size Distribution of Income: A Compilation of Data*, Washington, DC, World Bank, 1975.
- KAELBLE, H. y THOMAS, M., «Introduction», en Y. S. Brenner, H. Kaelble y M. Thomas (eds.), *Income Distribution in Historical Perspective*, Cambridge, Cambridge University Press, 1991, pp. 1-56.
- KAKWANI, N. y PERNIA, E., «What is pro-poor growth?», *Asian Development Review*, N.º 18, 2000, pp. 1-16.
- KATZ, L. y AUTOR, D., «Changes in the wage structure and earnings inequality», en O. C. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, Ámsterdam, Elsevier, 1999, pp. 1463-1555.

- KLASEN, S., «In search of the holy grail: how to achieve pro-poor growth? En B. Tun-godden», en N. Stern y I. Kolstad (eds.), *Toward Pro-Poor Policies: Aid, Institutions, Globalization*, Nueva York, Oxford University Press, 2004, pp. 63-93.
- KRAAY, A., «When is growth pro-poor? Evidence from a panel of countries», *Journal of Development Economics*, N.º 80, 2006, pp. 198-227.
- KUZNETS, S., *Shares of Upper Income Groups in Income and Savings*, Nueva York, NBER, 1953.
- «Economic growth and income inequality», *American Economic Review* Vol. 45, N.º 1, 1955, pp. 1-28.
- *Modern Economic Growth: Rate, Structure, and Spread*, New Haven, Yale University Press, 1966.
- LINDERT, P. H., «Three centuries of inequality in Britain and America», en A. B. Atkinson y F. Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution*, Ámsterdam, Elsevier, I, 2000, pp. 167-216.
- LÓPEZ, J. H., «Pro-poor—pro-growth: is there a trade off?», World Bank Policy Research Working Paper 3378, 2004.
- LÓPEZ, J. H. y SÉRVEN, L., «A normal relationship? Poverty, growth, and inequality», World Bank Policy Research Working Paper 3814, 2006.
- LLONCH, M., «Jornada, salarios y costes laborales en el sector textil catalán», *Revista de Historia Industrial*, N.º 26, 2004, pp. 101-140.
- MADDISON, A., *The World Economy: Historical Statistics*, París, OECD Development Centre, 2003.
- MALUQUER DE MOTES BERNET, J. y LLONCH, M., «Trabajo y relaciones laborales», en A. Carreras y X. Tafunell (eds.), *Estadísticas históricas de España*, Bilbao, Fundación BBVA, III, 2005, pp. 1155-1245.
- MARTIN, B., *The Agony of Modernization. Labor and Industrialization in Spain*, Ithaca, NY, ILR Press, 1990.
- MARTÍN ACEÑA, P. y PONS, M. A., «Sistema monetario y financiero», en A. Carreras y X. Tafunell (eds.), *Estadísticas históricas de España*, Madrid, Fundación BBVA, II, 2005, pp. 647-706.
- MATTHEWS, R. C. O., Feinstein, C. H. y Odling-Smee, J. C., *British Economic Growth 1856-1973*, Oxford, Clarendon Press, 1982.
- MILANOVIC, B., *Worlds Apart: Measuring International and Global Inequality*, Princeton, Princeton University Press, 2005.
- MILANOVIC, B., LINDERT, P. H. y WILLIAMSON, J. G., «Measuring Ancient inequality», NBER Working Paper Series 13550, 2007.
- MINISTERIO DE TRABAJO, *Estadística de salarios y jornadas de trabajo: 1914-1930. Resultados globales en toda la Nación*, Madrid, Ministerio de Trabajo, 1931.
- *Salarios*, Madrid, Ministerio de Trabajo, 1965-79.
- MORRISON, C., «Historical perspectives on income distribution: the case of Europe», en A. B. Atkinson y F. Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution*. Ámsterdam: Elsevier, I, 2000, pp. 217-260.
- MORRISON, C. y SNYDER, W., «The income inequality of France in historical perspective», *European Review of Economic History*, N.º 4, 2000 pp. 59-83.
- NÚÑEZ, C. E., «Educación», en A. Carreras y X. Tafunell (eds.), *Estadísticas históricas de España*, Madrid, Fundación BBVA, I, 2005, pp. 155-244.
- OECD, *The Labour Force Statistics Database*, París, OECD, 2006

- PAN-MONTOJO, J. (ed.), *Los inspectores de Hacienda en España: una mirada histórica*, Madrid, Centro de Estudios Financieros-APIFE, 2007.
- PAYNE, S. G., *Spain's First Democracy: The Second Republic, 1931-1936*, Maddison, University of Wisconsin Press, 1993.
- PÉREZ CASTROVIEJO, P. M., *Clase obrera y niveles de vida en las primeras fases de la industrialización vizcaína*, Madrid, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 1992.
- PÉREZ LEDESMA, M., *Estabilidad y conflicto social. España, de los iberos al 14-D*, Madrid, Nerea, 1990.
- PIGOU, A. C., *The Economics of Welfare*, Londres, Macmillan, 1920.
- PIKETTY, T., «Income inequality in France, 1901-1998», *Journal of Political Economy*, Vol. 3, N.º 5, 2003, pp. 1004-1042.
- PIKETTY, T. y SAEZ, E., «The evolution of top incomes: a historical and international perspective», *American Economic Review. Papers and Proceedings*, Vol. 96, N.º 2, 2006, pp. 200-205.
- PRADOS DE LA ESCOSURA, L., *El progreso económico de España, 1850-2000*, Madrid, Fundación BBVA, 2003.
- «Growth and structural change in Spain, 1850-2000: a European perspective», *Revista de Historia Económica/ Journal of Iberian and Latin American Economic History*, Vol. 25, N.º 1, 2007, pp. 147-181.
- «Inequality and poverty in Latin America: a long-run exploration», en T. J. Hatton, K. H. O'Rourke y A. M. Taylor (eds.), *New Comparative Economic History*, Cambridge (MA), MIT Press, 2007, pp. 291-315.
- «La posición internacional de la economía española, 1850-1935: una estimación preliminar de la balanza de pagos», Universidad Carlos III (mimeo), 2007.
- PRADOS DE LA ESCOSURA, L. y SANZ, J. C., «Growth and macroeconomic performance in Spain (1939-1993)», en N. Crafts y G. Toniolo (eds.), *Economic Growth in Europe since 1945*, Cambridge, Cambridge University Press/CEPR, 1996, pp. 355-387.
- PRADOS DE LA ESCOSURA, L. y ROSÉS, J. R., «National income accounts: wages and labor» en J. Mokyr (ed.), *Oxford Encyclopedia of Economic History*, Nueva York, Oxford University Press, 2003, pp. 48-52.
- «The sources of long-run growth in Spain, 1850-2000», CEPR Discussion Paper 6189, 2007.
- QUIROGA, G. y COLL, S., «Income distribution in the mirror of height differences: the case of Spain 1895-1950», *Journal of Income Distribution*, N.º 9, 2000, pp. 107-131.
- RAVALLION, M., «Can high inequality development countries escape absolute poverty?», *Economics Letters*, N.º 56, 1997, pp. 51-57.
- «Pro-poor growth: a primer», World Bank Policy Research Working Paper 3242, 2004.
- RAVALLION, M. y CHEN, S., «Measuring pro-poor growth», *Economics Letters*, N.º 78, 2003, pp. 93-99.
- REHER, D. S. y BALLESTEROS, E., «Precios y salarios en Castilla la Nueva: la construcción de un índice de salarios reales, 1509-1991», *Revista de Historia Económica*, Vol. 11, N.º 1, 1993, pp. 101-151.
- RÍO OTERO, C. del, Ruiz-Castillo Ucelay, J., «El enfoque de la dominancia en el análisis de la pobreza», en J. M. Maravall Herrero (ed.), *Dimensiones de la desigualdad*, Madrid, Fundación Argentaria/Visor, 1999, pp. 429-460.
- RODRÍK, D., «Trade, social insurance, and the limits to globalization», NBER Working Paper 5905, 1997.

- ROSÉS, J. R. y SÁNCHEZ-ALONSO, B., «Regional wage convergence in Spain, 1850-1930», *Explorations in Economic History*, N.º 41, 2004, pp. 404-425.
- ROSSI, N., TONIOLO, G. y VECCHI, G., «Is the Kuznets curve still alive? Evidence from Italian household budgets, 1881-1961», *Journal of Economic History*, Vol. 61, N.º 4, 2001, pp. 904-925.
- RUIZ-CASTILLO UCELAY, J. y SASTRE GARCÍA, M., «Desigualdad y bienestar en España en términos reales: 1973-74, 1980-81 y 1990-91», en J. M. Maravall Herrero (ed.), *Dimensiones de la desigualdad*, Madrid, Fundación Argentaria/Visor, 1999, pp. 345-366.
- SÁNCHEZ-ALONSO, B., «European emigration in the late nineteenth century: the paradoxical case of Spain», *Economic History Review*, N.º 53, 2000, pp. 309-330.
- «The other Europeans: immigration into Latin America and the international labour market, 1870-1930», *Revista de Historia Económica/Journal of Iberian and Latin American Economic History*, Vol. 25, N.º 3, 2007, pp. 395-426.
- SILVESTRE, J., *Migraciones interiores y mercado de trabajo en España, 1877-1936*, tesis doctoral, Universidad de Zaragoza, 2003.
- «Internal migrations in Spain, 1877-1930», *European Review of Economic History*, Vol. 9, 2005, pp. 233-265.
- SOLER, R., «La evolución del salario en una empresa textil algodonera. La fábrica de La Rambla de Vilanova i la Geltrú (1891-1925)», *Revista de Historia Económica*, Vol. 15, N.º 2, 1997, pp. 399-411.
- SOTO CARMONA, A., «*El trabajo industrial en la España contemporánea: (1874-1936)*», Barcelona, Anthropos, 1989.
- STOLPER, W. y SAMUELSON, P., «Protection and real wages», *Review of Economic Studies*, N.º 9, 1941, pp. 58-73.
- SZÉKELY, M., «The 1990s in Latin America: another decade of persistent inequality, but with somewhat lower poverty», Inter-American Development Bank Working Paper Series 454, 2001.
- TAFUNELL, X., «Construcción y vivienda», en A. Carreras y X. Tafunell (eds.), *Estadísticas históricas de España*, Madrid, Fundación BBVA, I, 2005, pp. 455-499.
- US DEPARTMENT OF LABOR, *Fifteenth Annual Report of the Commissioner of Labor: Wages in Commercial Countries*, Washington (DC), GPO, 1900.
- VILAR, M., «La ruptura posbélica a través del comportamiento de los salarios industriales: nueva evidencia cuantitativa (1908-1963)», *Revista de Historia Industrial*, N.º 45, 2004, pp. 81-126.
- WIDER [World Institute for Development Economics Research], *World Income Database*, Helsinki, UNO/WIDER/UNDP, 2005.
- WILLIAMSON, J. G., «The structure of pay in Britain, 1710-1911», *Research in Economic History*, Vol. 7, 1982, pp. 1-54.
- *Did British Capitalism Breed Inequality?*, Londres, Allen and Unwin, 1985.
- «Globalization and inequality, past and present», *World Bank Research Observer*, Vol. 12, N.º 2, 1997, pp. 117-135.
- «Land, labor, and globalization in the Third World, 1870-1940», *Journal of Economic History*, N.º 62, 2002, pp. 55-85.
- WILLIAMSON, J. G. y LINDERT, P. H., *American Inequality: A Macroeconomic History*, Nueva York, Academic Press, 1980.

APÉNDICE

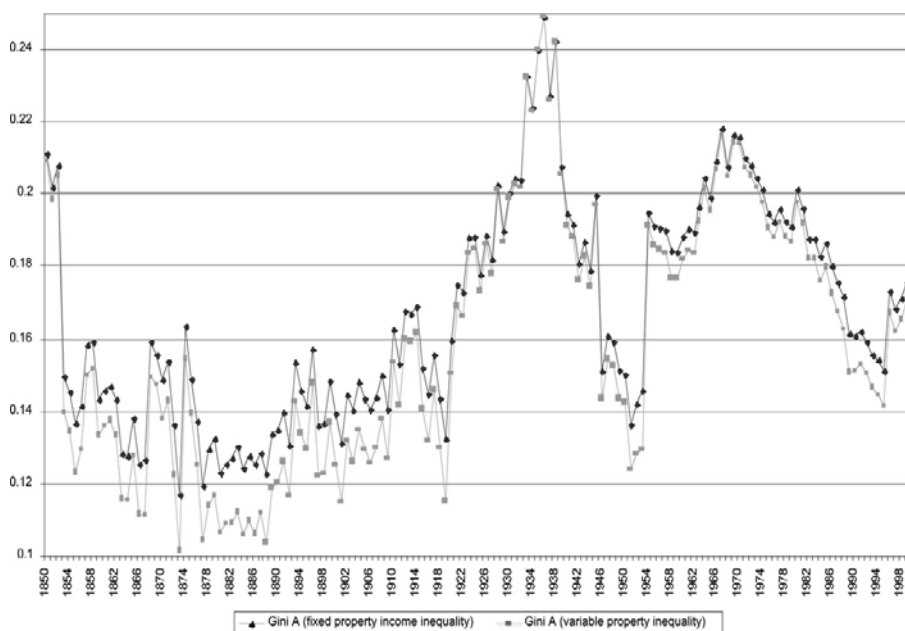
Se han calculado los siguientes indicadores de desigualdad:

y/wus , la relación entre el PIB nominal por hora y el salario nominal *no cualificado* por hora.

y/w , la relación entre el PIB nominal por hora y el salario nominal *medio* por hora.

$Gini = G_i n_i \pi_i + ((y_p - y_l)/y_l) \pi_l n_p + L$, or $Gini A + Gini B + L$, donde G_i es el coeficiente de Gini para el trabajo (l) y la propiedad (p); n_i y π_i la participación de cada grupo (propietarios (p) y los trabajadores (l)) en la población y en la renta nacional, respectivamente; y_p e y_l el ingreso medio de propietarios y trabajadores, respectivamente.

Gráfico A-1. *Gini A: estimaciones alternativas con desigualdad de la propiedad fija y variable*



Fuentes y procedimientos de cálculo

El PIB nominal deriva de Prados de la Escosura (2003).

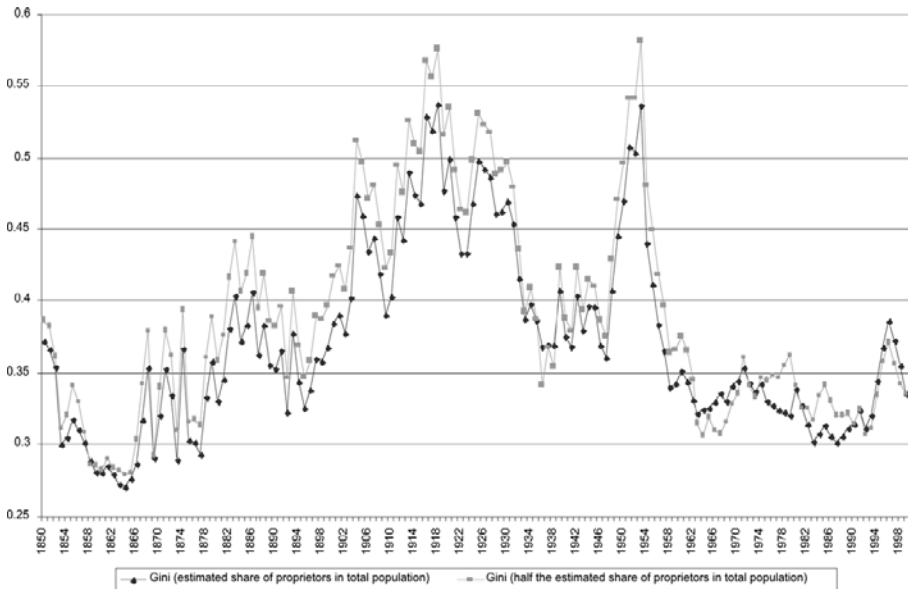
El salario nominal *no cualificado* corresponde al de la agricultura para el período 1850-1954; a partir de 1954, es la tasa media ponderada del salario no cualificado por hora (los coeficientes de ponderación son el número de horas trabajadas en cada sector de actividad económica).

El salario medio nominal es la tasa del salario nominal promedio ponderado por hora (los coeficientes de ponderación son el número de horas trabajadas en cada sector de actividad económica).

Series de salarios y empleo

Los salarios medios y el empleo (horas trabajadas) se han calculado a través de los principales sectores de la actividad económica (19 hasta 1900, 22 para el período 1900-1954, y 24 desde 1954): agricultura y silvicultura, pesca (hasta 1900, junto con la agricultura y silvicultura), energía y agua, minería metálica y minería no metálica, química, metalurgia y maquinaria, material de transporte, alimentos, bebidas y tabaco, textiles, cuero y calzado, papel e impresión, madera y muebles, caucho, plásticos e industrias manufactureras (antes de 1900, junto con la madera y el mueble), arquitectura e ingeniería, reparaciones, comercio, sector inmobiliario (los últimos tres juntos hasta 1954), bancos y seguros (junto con las reparaciones, el comercio y sector inmobiliario hasta 1900), hostelería y restauración, transportes y comunicaciones, educación y sanidad (privadas), diferentes mercados de servicios, servicio doméstico y gobierno. Desde 1954 en adelante, se distinguen cuatro categorías ocupacionales en cada uno de los 24 sectores de la actividad económica (no cualificados, cualificados operarios, técnicos y directivos). En cuanto a los trabajadores autónomos, se suponía siguiendo el principio del coste de oportunidad, que su coste laboral era igual al de un trabajador promedio en su industria y se le asignó el mismo salario.

Gráfico A-2. *Gini alternativo calculado con la proporción estimada de propietarios en la población y con la mitad de ellos*

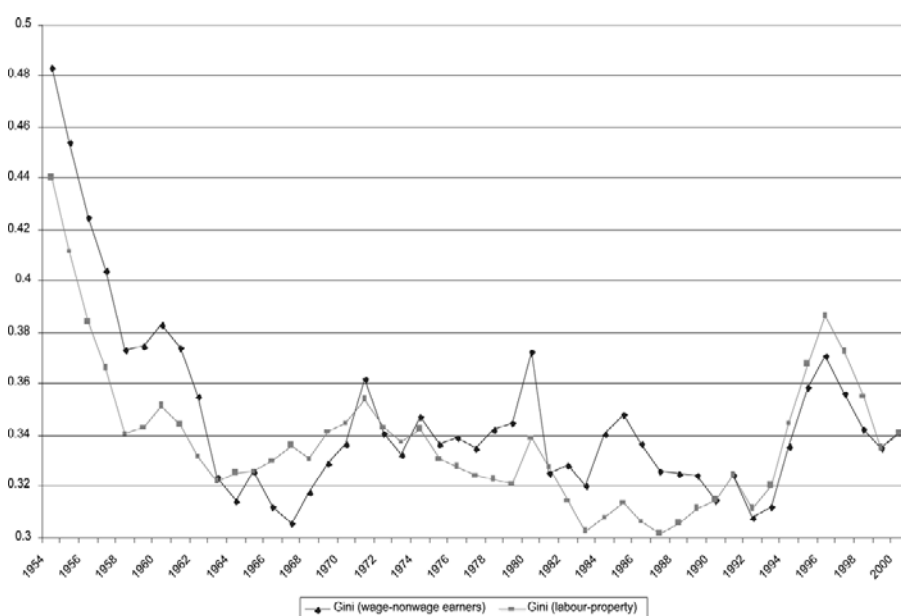


Salarios

La calidad y disponibilidad de datos sobre los salarios necesarios para construir estas estimaciones varían enormemente a través del tiempo. Se pueden distinguir diferentes períodos:

1850-1908. Los salarios agrícolas provienen de Bringas (2000). Los salarios del sector de la construcción y del sector servicios de Reher y E. Ballesteros (1993) se volvieron a escalar a los niveles nacionales proporcionados por Rosas y Sánchez-Alonso (2004). Los salarios de la minería provienen de Chastagner (2000) y Escudero (1998). Se obtuvieron niveles de salarios de la industria manufacturera en todos los sectores industriales y de servicios en diferentes fechas (1850, 1880, 1905), respectivamente, de Cerdá (1867), del Departamento de Trabajo de Estados Unidos, y del *Anuario Estadístico de Barcelona*. Los niveles salariales de referencia fueron interpolados con los índices de Fisher construidos con datos anuales de Camps (1995), Llonch (2004), Soler (1997), para las industrias de consumo, y Escudero (1998) y Pérez Castroviejo (1992), para el resto.

Gráfico A-3. *Índice Gini alternativo distinguiendo entre trabajadores y no asalariados y entre trabajo y propiedad*



1908-1920. Se utilizaron las consultas salariales detalladas realizadas por el Instituto de Reformas Sociales con la información por género en el mínimo, el máximo y el sueldo medio de veinte sectores de la industria (amablemente proporcionados por Javier Silvestre). Los salarios en la agricultura y servicios se obtuvieron de Bringas (2000) y de Reher y Ballesteros (1993), respectivamente.

1920-1954. Los niveles salariales extraídos de un estudio detallado para 1914, 1920, 1925 y 1930 (Ministerio de Trabajo, 1931) se interpolaron con tasas de variación salarial previstas en el *Anuario Estadístico de España (AEE)* (solo nueve ocupaciones hasta 1925, quince a partir de entonces) para derivar series de salarios nominales, clasificadas por el tipo de industria, para el período 1920-1936. Durante los primeros años de la dictadura del general Franco los sueldos y los salarios se regularon severamente y se incluyeron los pagos en especie y las pagas extra que no se habían tenido en cuenta en los datos salariales de las publicaciones anteriores. Se unieron los niveles salariales para 1930 y 1955 y un índice de Fisher de las variaciones anuales de salarios construidas a partir de datos de la *AEE* y Vilar (2004) para obtener series de salarios anuales.

1954-2000. Los costes laborales por sectores de la actividad económica usados se han extraído de la Fundación BBV (1999). Sin embargo, estos no proporcionan un desglose por categorías profesionales, que ha tenido que obtenerse, a su vez, a partir de las investigaciones oficiales sobre los salarios, los costes laborales y la estructura salarial (Salarios, Encuesta de Salarios y de Coste Laboral y la Encuesta de Estructura Salarial), y que se volvieron a escalar para que coincidiesen con las cifras agregadas de las estadísticas de la Fundación BBV (1999).

Empleo (horas trabajadas)

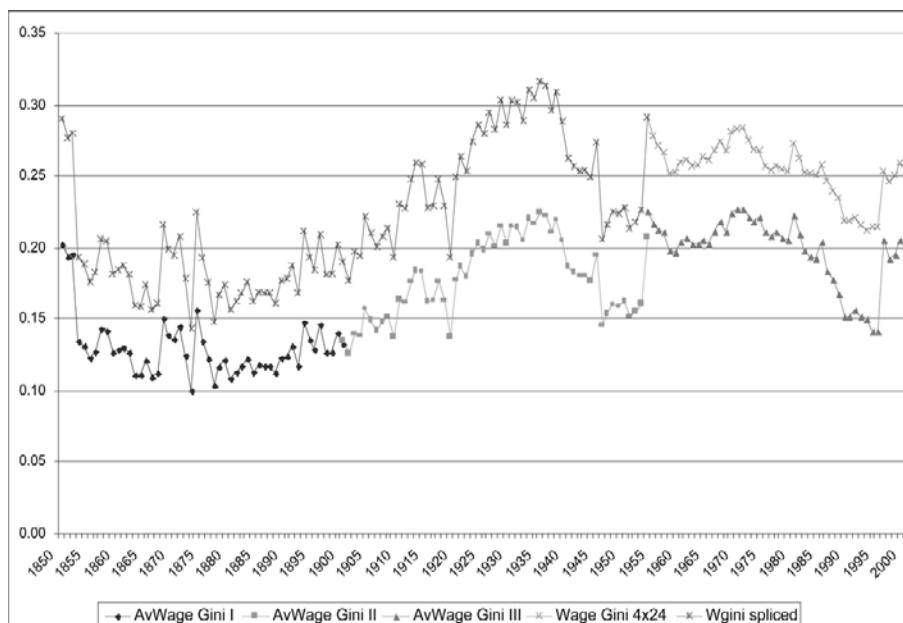
1850-1954. Las cifras de población activa (PA) solo están disponibles para algunos años de referencia y no tienen en cuenta el desempleo involuntario, mientras la PA femenina en la agricultura resulta inconsistente a lo largo del tiempo. Con el fin de obtener cifras coherentes con el tiempo de la PA en la agricultura, se han excluido del estudio los datos del censo de población femenina, asumiendo que el trabajo femenino representaba una proporción estable de la mano de obra masculina. Las cifras anuales de PA se han obtenido por interpolación lineal logarítmica de las observaciones de referencia del censo. Las cifras de empleo de cada sector principal de la actividad económica se derivan a continuación mediante el ajuste de la serie PA anual para el ciclo económico.

A continuación, el número de trabajadores se ha transformado en días y, luego, en horas trabajadas por año. Basándonos en la evidencia disponible, se supone que cada trabajador a tiempo completo fue empleado 270 días por año en la industria y en servicios, después de restar los domingos y festivos religiosos, así como las bajas por enfermedad. En la agricultura, a menudo se ha sugerido una cifra inferior a los días de trabajo por persona ocupada. Por lo tanto, asumí que la mano de obra femenina representaba una proporción estable de la fuerza de trabajo masculina en este sector y el número de días asignados a cada trabajador de sexo masculino se elevó a 270 días por año y persona ocupada en el campo, distribuidos entre agricultura (240 días) y servicios (30 días). En cuanto al número de horas diarias trabajadas por ocupado por sector, se utilizaron las siguientes fuentes. Para la agricultura de mediados del siglo XIX, Caballero (1864) señaló 10 horas por día, mientras que para mediados de 1950 se observa una cifra promedio similar: 9,7 horas. Acepté 10 horas por día para 1850-1911 e interpolé estas dos cifras para el período de 1912-1935, mientras que mantuve el dato de 9,7 horas para el período de 1936-1954. Respecto a la industria y los servicios, se han aceptado las cifras de Huberman (2005) para el período de 1870 a 1999 y se han interpolado para derivar las horas

trabajadas por año, mientras que el número de horas trabajadas en 1870 fue aceptado para todo el período de 1850 a 1869. Para el período de 1900 a 1910, en diferentes industrias y servicios, se han adoptado las estimaciones de Domenech (2007) para 1910, mientras que para 1911-1919 se han utilizado los cómputos anuales para la industria de Silvestre (2003). Soto Carmona (1989) ofrece algunas cifras correspondientes al sector de la construcción y de los servicios para los años de entreguerras. El siguiente período sobre el que se disponía evidencia cuantitativa sobre las horas trabajadas era a principios de 1950. El número de horas por trabajador estaba cerca del de 1919 en la mayoría de los casos, por lo que he aceptado el número de horas de trabajo por persona ocupada en 1954 para los años 1936-1953, y he interpolado las cifras de 1919 y 1.936.

1954-2000. Los datos sobre la fuerza de trabajo para el período 1954-1963 provienen de la base MOISSES, tomada de Baiges *et al.* (1987) para 1964-1980, y de las cuentas nacionales para 1980-2000. La distribución de la fuerza de trabajo global entre los diferentes sectores se ha basado en estudios de la Fundación BBV (1999), y después los trabajadores de cada sector se distribuyeron en cuatro categorías ocupacionales (operarios cualificados y no cualificados, técnicos y directivos) con la información proporcionada por el Instituto Nacional de Estadística. Las horas por población económicamente activa de la década de 1950 provienen de Sanchis (comunicación privada), de Maluquer de Motes y Llonch (2005) para 1958-1963, del Ministerio de Trabajo (1965-1979) para 1964-1978 y de la OCDE (2006) a partir de 1979.

Gráfico A-4. *Salario Gini: estimaciones alternativas*



Gini para los ingresos anuales de los salarios nominales

Solo se ha calculado el coeficiente de Gini para el trabajo (salarios). Las suposiciones sobre el valor hipotético del coeficiente de Gini de la propiedad y su evolución se ofrecen en el texto principal. Los coeficientes de Gini se computaron por los ingresos salariales promedio en los principales sectores de la actividad económica (para 19, 22 y 24 sectores (*AvGini I, II y III*, respectivamente) y, para 1954-2000, también a través de las cuatro categorías profesionales dentro de cada una de las 24 industrias consideradas (operarios cualificados y no cualificados, técnicos y directivos) (Salario Gini 4×24). Dado que estas medidas de desigualdad alternativas muestran resultados muy similares (gráfico A-4) las he unido en una sola, utilizando su ratio en años solapados (*Wgini* unidas). Por lo tanto, $G^p = (G'_o / G_o) G_i$, donde G^p representa la serie de Gini más cercana al presente (y el que cuenta con la cobertura más amplia de industrias) y G_i , la más remota (y con menor cobertura), mientras que G'_o / G_o representa su relación en el año en el que se solapan.

Derivación de las aportaciones a la renta nacional (π) de los propietarios (p) y de los trabajadores (l)

1850-1954. Los rendimientos del trabajo se han estimado directamente multiplicando el total de horas trabajadas por persona ocupada y año por las tasas de salarios por hora en cada sector (*vid. supra*). La participación del trabajo en la renta nacional es el resultado de dividir los rendimientos de mano de obra por el PIB a coste de los factores.

1954-2000. La proporción de los factores se ha derivado de la compensación del trabajo y la propiedad proporcionada por los diferentes conjuntos de cuentas nacionales previamente unidos. Para medir correctamente los ingresos del trabajo es crucial establecer qué proporción de los ingresos de los propietarios, trabajadores familiares no remunerados, trabajadores autónomos y los trabajadores jubilados representa rendimientos del trabajo. Para los empresarios y los trabajadores autónomos se ha atribuido un ingreso laboral per cápita igual a la remuneración media de los empleados en su sector correspondiente. Dividiendo la remuneración de la mano de obra total (incluyendo a los autónomos) por el PIB a coste de los factores llegamos a la participación del trabajo en la renta nacional.

La proporción de la propiedad se ha obtenido como residual después de deducir del PIB a coste de los factores los rendimientos del trabajo. Entonces, y_p y y_l es decir el ingreso medio de los propietarios y trabajadores, se obtiene, respectivamente, multiplicando π_p y π_l por el PIB per cápita nominal.

Derivando las proporciones en la población (n_i) de cada grupo (propietarios (p) y trabajadores (l)): véase el texto principal

Para ver más detalles acerca de las fuentes y procedimientos utilizados, puede consultarse Prados de la Escosura y Rosés (2007).

