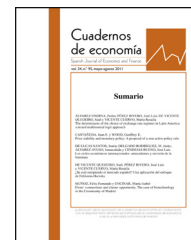




Asociación
Cuadernos
de economía

Cuadernos de economía

www.elsevier.es/cesjef



ARTÍCULO

El efecto del gasto público sanitario y educativo en la determinación del bienestar de los países de la OCDE: un modelo con datos de panel



Miguel Rodríguez Sánchez, María Jesús Freire Seoane y Carlos Pais Montes*

Universidade da Coruña, Observatorio Ocupacional, A Coruña, España

Recibido el 3 de abril de 2017; aceptado el 2 de mayo de 2017

CÓDIGOS JEL

I31;
O57;
C23

PALABRAS CLAVE

Índice de desarrollo humano (IDH);
Bienestar;
Gasto público sanitario y educativo

Resumen Esta investigación tiene por objeto determinar los efectos que tienen el gasto público sanitario y el educativo en la determinación del bienestar medido a través del IDH en los países de alto nivel de ingreso, con el fin de poder evaluar el coste que las políticas de reducción presupuestaria en sanidad y educación pudiesen tener en términos de bienestar. Los datos utilizados son de los 34 países miembros de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) en el período 1980-2013, aunque para la estimación final del modelo se han tenido que reducir los años considerados (1980-2011) debido a la escasez de información para los últimos años. Se utiliza un modelo econométrico de datos de panel y se emplean los estimadores adecuados a las particularidades de estos modelos, donde resulta frecuente la presencia de autocorrelación temporal, heterocedasticidad o correlación contemporánea entre paneles. Finalmente, en pro de la robustez del modelo, se adopta un enfoque basado en diferentes estimadores.

© 2017 Asociación Cuadernos de Economía. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: carlos.pais.montes@udc.es (C. Pais Montes).

JEL CLASSIFICATIONI31;
O57;
C23**KEYWORDS**Human development
index (HDI);
Welfare;
Health and education
expenditure**The effect of public health expenditure on the determination of the well-being in OECD countries: A panel data model**

Abstract The aim of this paper is to establish the effects that public expenditure on health and education may have on well-being, measured using the Human Development Index (HDI) in high income level countries, with the final objective of assessing the cost in terms of well-being of budget reduction in health and education. The data used were taken from the 34 members of the Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) for the period 1980-2013. For the final estimate of the model only the data from 1980-2011 were used due to lack of data in the last years. The methodology chosen relies on an econometric model of panel data, and the estimators are adapted to the specifics of these models, where the presence of temporary autocorrelation, heteroscedasticity or contemporary correlation between panels is frequently the case. Finally, and for the sake of model robustness, an approach based on using different estimators has been followed.

© 2017 Asociación Cuadernos de Economía. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

1. Introducción

El concepto de bienestar puede ser definido como el grado de satisfacción de las necesidades de las personas y ha sido estudiado desde el punto de vista económico a través de las funciones de utilidad de cada individuo. Acudiendo a una interpretación más amplia que nos permita determinar el nivel de bienestar alcanzado por un país, su medición debe referirse al análisis de las oportunidades disponibles por los individuos de este territorio a través de la obtención de rentas, servicios públicos y provisión por parte del Estado que permitan la satisfacción de las necesidades individuales de la población. Tradicionalmente la teoría económica abordó el problema del bienestar humano a través del crecimiento económico y solo a partir de la década de 1960 se tomaron en cuenta otros indicadores, sobre todo los sociales.

En 1990 el Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo (UNDP), incorporando las ideas de [Sen \(1981\)](#) y de otros teóricos, publica el primer Informe sobre Desarrollo Humano bajo la dirección de [Burki y Haq \(1981\)](#) en el que se asocia el bienestar humano al concepto de desarrollo humano, que se define como el proceso de expansión de las capacidades de las personas que amplían sus opciones y oportunidades. Aunque estos dos términos no son sinónimos, sí es cierto que existe una notable relación entre ellos y que el segundo —más amplio— engloba al primero. Según este informe ([UNDP, 1990](#)), el enfoque del bienestar humano hace énfasis, sobre todo, en las políticas redistributivas y mira al individuo como beneficiario del proceso de desarrollo, mientras que el de desarrollo humano toma en cuenta tanto la distribución y la producción de mercancías como el uso y la expansión de las capacidades humanas. Para la medición del desarrollo humano el informe propone el índice de desarrollo humano (IDH), que se fundamenta en tres elementos de la vida humana: longevidad, conocimientos y niveles decentes de vida.

Aunque tradicionalmente los estudios sobre desarrollo humano han puesto el foco en los países subdesarrollados y en desarrollo, el IDH se publica en sus últimas ediciones

para un total de 188 Estados, entre los que se incluyen la práctica totalidad de los países desarrollados.

Las investigaciones sobre el IDH han sido muy significativas en las últimas décadas. [Costa y Steckel \(1997\)](#) utilizaron un indicador de bienestar basado en el IDH para el período 1800-1970 con el objetivo de analizar la relación entre la salud, el bienestar y el crecimiento económico a largo plazo. Las conclusiones obtenidas por estos autores muestran evidencias de un comportamiento divergente en el siglo ^{xix} y convergente en el siglo ^{xx} para las variables estudiadas. [Mazumdar \(2002\)](#) evidenció la divergencia existente en la calidad de vida para 91 países de niveles bajos, medios y altos de IDH en el período 1960-1995 utilizando tanto el crecimiento real del PIB como el IDH. [Gomanee et al. \(2003\)](#) probaron la hipótesis de que el gasto gubernamental en sanidad, educación y saneamiento, y la ayuda financiera a los países pobres (vía directa o indirecta a través del gasto gubernamental), mejoran el bienestar de la población de estos países. Para su investigación emplearon datos del IDH y de la mortalidad infantil de 39 países de bajo nivel de ingreso para el período 1980-1998. [Gomanee et al. \(2005a\)](#) contrastaron la hipótesis de que la ayuda financiera a los países pobres, sumada al gasto gubernamental en educación, sanidad y saneamiento, contribuye a mejorar el bienestar de la población de los países de ingreso medio y bajo; emplearon datos del IDH y de la mortalidad infantil para 104 países. [Gomanee et al. \(2005b\)](#) evidenciaron que la ayuda financiera a los países pobres, sumada al gasto gubernamental en sanidad, educación y saneamiento, contribuye al bienestar agregado de la población de estos países. Para el análisis utilizaron regresiones por cuantiles; emplearon datos del IDH y de mortalidad infantil en 38 países de bajo ingreso para el período 1980-1998. [Alzate \(2006\)](#) utilizó el IDH para medir la calidad de vida de las madres solteras beneficiarias del sistema de bienestar social en el estado de Georgia (Estados Unidos). Aunque el IDH se creó para comparar entes nacionales, también se ha mostrado útil para subpoblaciones dentro del mismo país. [Wood y Gough \(2006\)](#) emplean el IDH como indicador de bienestar para agrupar 61 países

mediante un conjunto de indicadores de bienestar y los ordenan según sus resultados en diferentes conjuntos atendiendo a los modelos económicos y sociales. Gnègnè (2009) prueba la relación existente entre el nivel alcanzado en el desarrollo sostenible medido por el ahorro neto ajustado, y el bienestar medido a través del IDH y el índice de mortalidad infantil para un grupo de 36 países desarrollados y en desarrollo en el período 1971-2000. El estudio evidencia una relación positiva y significativa entre el ahorro neto ajustado de una economía dada y su nivel de bienestar. Davies (2009) estudia, mediante un modelo con datos de panel, el efecto sobre el bienestar del gasto público sobre el PIB. Para ello utiliza el IDH de 154 países para el período 1975-2002, en donde los resultados muestran que el tamaño óptimo de un estado con respecto a las medidas de IDH es superior al que otros estudios previos determinaron con respecto al PIB. Mediante una serie de modelos realizados con datos de panel y con una muestra de 34 países de bajo nivel de desarrollo para el período 1970-2005, Sanderson (2010) demuestra que los mayores niveles de migraciones internacionales están asociados con menores puntuaciones en el índice IDH. Gebregziabher y Niño-Zarazúa (2014) utilizan un modelo con datos de panel de 55 países desarrollados y en desarrollo para el período 1990-2009, y contrastan que el gasto social gubernamental tiene un impacto causal y significativo en el índice de desarrollo humano ajustado por desigualdad; sin embargo, el gasto público en sanidad tiene un impacto negativo y significativo en las tasas de mortalidad infantil.

Aunque el IDH puede ser considerado un indicador válido para la medición del nivel de bienestar de una población dada, cabe señalar algunas limitaciones del mismo. Entre las más relevantes se pueden citar la no consideración del factor equidad, que podría tener una gran incidencia a la hora de explicar la consecución de cierto nivel de bienestar en determinados sectores de la sociedad, así como la no consideración de otros indicadores relevantes, como el medioambiental. También, como se ha señalado, el IDH toma en consideración tres únicos índices (económico, educativo y sanitario) debido a problemas de disponibilidad y comparabilidad de datos.

Esta investigación consta, en primer lugar, de una breve introducción. En segundo lugar, se consideran los antecedentes del tema objeto de la investigación: los efectos que el gasto público sanitario y el gasto público educativo tienen en la determinación del bienestar de la población de los países desarrollados. En tercer lugar, se hace una referencia expresa a la metodología usada y se exponen las fuentes y métodos de elaboración de los datos (IDH y componentes del PIB por el método del gasto, centrándolo sobre todo en el gasto público educativo y sanitario) referidos a los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) que serán empleados. En cuarto lugar, se especifican los modelos y se exponen los resultados obtenidos. Por último, se presentan las conclusiones.

2. Gasto público y bienestar

En las últimas décadas han sido numerosas las investigaciones que han estudiado la relación existente entre las políticas de gasto social y los resultados obtenidos en alguno o en todos los componentes en los que se descompone el

bienestar alcanzado por la población. Kenworthy (1998) realizó un estudio con datos transnacionales sobre los efectos de las políticas de gasto social de 15 países industrializados para el período 1960-1991, donde demuestran que los programas de gasto social inciden fuertemente en la reducción de la pobreza. Oliveres (1989) sostiene, en contra de la opinión extendida sobre los efectos que el gasto social tiene en la redistribución de la renta, que la realidad de los hechos parece demostrar que muchos de los servicios públicos no tienen unos efectos redistributivos significativos, sino que más bien son regresivos, en el sentido de que son consumidos en mayor medida por personas de renta alta que por personas de renta baja. Temprano y Villanueva (1998) destacan que los efectos más significativos del gasto social público no hay que buscarlos en la redistribución sino en el hecho de haber contribuido a garantizar ciertos niveles de bienestar entre los ciudadanos y a institucionalizar el derecho a disfrutarlos.

Aunque la teoría microeconómica estándar sugiere que las prestaciones directas deberían proporcionar mayores niveles de bienestar a la población al poder los individuos ajustar la renta de la que disponen a sus propias necesidades y así maximizar su bienestar, han sido publicados numerosos estudios que demuestran la mayor conveniencia del empleo de prestaciones en especie en pro de la maximización del bienestar agregado de la sociedad (Currie y Gahvari, 2008; Nelson, 1987; Thurow, 1974). A este respecto, Paulus et al. (2010) destacan la importancia de las prestaciones en especie en términos de aumento del bienestar agregado, pero también en cuanto a la reducción de la desigualdad, al añadir una mayor proporción de recursos disponibles en familias de bajos ingresos con respecto a las familias de altos ingresos. Si bien sugieren que el papel ha de ser complementado con transferencias (cabe destacar la perspectiva regional del anterior estudio al circunscribirse a cinco países europeos).

2.1. Gasto público sanitario

Intuitivamente, se podría considerar que los países que más invierten en sanidad son los que mayores niveles de bienestar alcanzan, al menos en lo que a su componente sanitario se refiere. Mediante un análisis superficial de la clasificación de países por su esperanza de vida al nacer podríamos observar que los que obtienen mejores valores en dicho indicador son aquellos con estados del bienestar desarrollados o, en su defecto, países con un alto nivel de gasto sanitario. Dejando a un lado las importantes diferencias que existen en cuanto a la eficiencia de cada sistema sanitario, no resultaría descabellado admitir que, en general, existe una correlación positiva entre el gasto sanitario y las principales variables que pueden ser usadas para medir la calidad de este sistema, dado que en una gran parte de los estudios realizados hasta la fecha se evidencia una fuerte correlación entre el gasto sanitario y el nivel de salud alcanzado por la población de un país (Anand y Ravallion, 1993; Hojman, 1996; Bidani y Ravallion, 1997). Aceptando esta afirmación y profundizando en la misma, Parkin et al. (1987) mencionan «la fuerte relación existente entre gasto gubernamental en sanidad e ingreso nacional». Los países que disponen de mayores ingresos son aquellos en los que los gobiernos realizan un

mayor esfuerzo presupuestario en cuanto a sanidad y los que alcanzan mayores niveles de bienestar. [Musgrove \(1996\)](#), usando datos para 69 países tanto desarrollados como no desarrollados, y empleando una única observación temporal para cada uno, obtiene una relación mínima y estadísticamente poco significativa entre el gasto público sanitario medido a través del porcentaje de gasto público total y la reducción de la mortalidad infantil. Sin embargo, si encuentra una relación significativa entre dicho indicador y la esperanza de vida al nacer. [Filmer y Pritchett \(1999\)](#) sugieren que en los países desarrollados el impacto del gasto público sanitario es estadísticamente poco significativo a la hora de explicar la reducción de la mortalidad infantil; no obstante, el ingreso per cápita es un determinante importante de dicho indicador sanitario. [Navarro et al. \(2006\)](#) analizan 17 países de la OCDE para el periodo 1956-1996 y demuestran que la implantación de políticas orientadas a la reducción de las desigualdades tiene un efecto positivo en las variables elegidas para medir la salud de la población: mortalidad infantil y esperanza de vida. [Navarro et al. \(2007\)](#), empleando los mismos países del estudio anterior para el periodo 1950-1998 agrupados según tradición política, concluyen que el gasto público en sanidad está relacionado con una menor tasa de mortalidad infantil, variable que podría ser asumida como uno de los más importantes respecto al nivel de bienestar de una población dada. [Baldacci et al. \(2008\)](#) utilizan un estudio con datos de panel de 118 países desarrollados en el periodo 1971-2000, y demuestran que tanto el gasto en sanidad como en educación tienen un impacto positivo y significativo en indicadores relacionados con ambas áreas y con la tasa de crecimiento económico. [Beraldo et al. \(2009\)](#) aplican el análisis con datos de panel a variables sanitarias y educativas de 19 países de la OCDE en el periodo 1971-1998, cuantifican ambos impactos y evidencian una relación directa y significativa entre el gasto sanitario y el gasto educativo en el crecimiento económico —vía influencia en la salud, habilidades y conocimientos de la población—, observándose mayor intensidad del gasto sanitario respecto al educativo. También, encuentran evidencia de que el gasto público en estos sectores influye más fuertemente que el gasto privado en el crecimiento del PIB. La afirmación anterior no está, sin embargo, exenta de controversia: [Castles \(2009\)](#), analizando 23 países de la OCDE, sugiere que más que el gasto sanitario es el gasto social total el que mayor correlación produce con variables como la desigualdad del ingreso y la reducción de la pobreza. Señala que, aunque no son ni mucho menos asimilables al concepto de bienestar, sí tienen cierta representatividad del mismo si se asume que no se puede dar un alto nivel de bienestar en una sociedad si en ella existen grandes desigualdades y altos niveles de pobreza.

Controversia aún mayor que la anterior sería la que compara la eficacia del gasto público sanitario frente al gasto privado sanitario en cuanto a la consecución de mayores niveles de bienestar y que cuenta, tradicionalmente, con mayores defensores de la acción pública frente a la privada. Este hecho adquiere una menor importancia relativa en el contexto de esta investigación dada la clara preponderancia, aun existiendo notorias excepciones, de la financiación pública con respecto a la financiación privada en los sistemas sanitarios de los países de la OCDE y del enfoque, más centrado en el análisis del gasto público, de esta investigación.

2.2. Gasto público educativo

De forma intuitiva, se podría señalar que los países con mayor gasto educativo son aquellos cuyos ciudadanos gozan de niveles más altos de bienestar, al menos en lo que se refiere a la educación. Por supuesto que cabe la discusión acerca de qué medida es la que mejor representa el bienestar alcanzado en lo que a la componente educativa se refiere, pero se asumirá el criterio de [UNDP \(2013\)](#) para la elaboración del IDH, es decir, el índice educativo está compuesto por la media aritmética de los años esperados de escolaridad y el promedio de años de escolaridad. Por tanto, los países que realizan una mayor inversión en educación deberían tener los mejores resultados en el indicador. Sin embargo, cabe destacar respecto a la anterior afirmación que la medición del desarrollo humano en su componente educativa, según los criterios que utiliza UNDP, no considera la calidad de la enseñanza recibida sino una estimación de los años promedio de escolaridad de los adultos de 25 años y más, y de los años esperados de escolaridad de los niños en edad escolar en cada sistema educativo.

El impacto del gasto educativo en el bienestar de la población parece no haber sido una preocupación demasiado grande en las investigaciones de la economía de la educación en las últimas décadas. En general, las referencias en la literatura sobre el tema han sido escasas y menos, todavía, las relacionadas con países desarrollados. Los trabajos más relevantes en este campo podrían encuadrarse en el marco de las teorías del capital humano y se centran principalmente en el estudio de la relación existente entre la inversión educativa (se asimilará el concepto de inversión al de gasto para el propósito de esta investigación) y el rendimiento de la misma. Según este enfoque, se podría esperar un impacto positivo del gasto educativo sobre el bienestar en su vertiente económica vía mayores ingresos futuros más que en lo puramente educativo, según criterios de determinación del desarrollo humano empleado por UNDP para el cálculo del IDH. Entre los autores más significativos cabe destacar a [Psacharopoulos y Hinchliffe \(1973\)](#) y [Psacharopoulos \(1985, 1981\)](#), que sientan las bases de la disciplina. [Murphy y Welch \(1997\)](#) realizan estimaciones sobre el retorno de la educación, si bien más circunscritos al estudio de los salarios. [Psacharopoulos \(1994\)](#) analiza la rentabilidad del gasto educativo para 75 países de diferentes niveles de ingreso per cápita, y concluye que la educación primaria debería constituirse como prioridad absoluta en los países en desarrollo; sin embargo, el retorno educativo decrece conforme avanzan los niveles educativos. [Psacharopoulos y Patrinos \(2004\)](#) actualizan el trabajo anterior para 98 países y concluyen que la inversión en educación se comporta, aproximadamente, de la misma forma que la inversión en capital: reduciendo el retorno a medida que aumenta la inversión; por tanto, la tasa de retorno de la educación es mayor en los países subdesarrollados con una menor inversión educativa. [Card \(2001\)](#) sugiere la existencia de un elevado coste marginal del retorno educativo en los subgrupos con menor nivel de educación, que limita la rentabilidad de la educación en estos individuos. En oposición a la tesis comúnmente aceptada de que el mayor gasto educativo redundaría en un mayor retorno, [Hanushek \(1995\)](#) pone en duda la idoneidad del modelo seguido por los países desarrollados argumentando su elevado coste y su ineficiencia.

3. Metodología

La metodología empleada en esta investigación se basa en un modelo econométrico con datos de panel donde se analizan los efectos que sobre el IDH tienen las diferentes componentes del PIB calculado por el método del gasto en los países miembros de la OCDE en el período 1980-2013.

3.1. Datos utilizados

Los datos referidos al IDH de los 34 países que componen la muestra han sido obtenidos de la base de datos de UNPD. El UNPD en 2013 ha modificado ligeramente el índice, y la información referida a años anteriores ha sido recalculada conforme a la nueva metodología. Aunque el IDH se utilizó por primera vez en 1990, se calculó retrospectivamente para períodos quinquenales desde 1975, y desde 2010 se obtiene anualmente.

En la edición de 2013 se incluyen 187 países clasificados en 4 categorías según su nivel de desarrollo humano (bajo, medio, alto y muy alto). Las distintas fuentes empleadas por UNDP para calcular el IDH son: para el índice de salud, el Departamento de Asuntos Económicos y Sociales de Naciones Unidas (UNDESA, 2013); para el índice educativo, la información procede de la Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO, 2013) y Barro y Lee (2010); por último, para la determinación del índice de ingreso la información procede del Fondo Monetario Internacional (IMF, 2014) y del Banco Mundial (WB, 2014).

Los datos referidos al PIB per cápita de los 34 países que componen la muestra se calcularon (ecuación 1) con la información del PIB de cada país por el método del gasto en dólares constantes de 2010 en paridad de poder adquisitivo obtenidos de Economic Outlook (OECD, 2014a). Por otra parte, la información sobre la población de los países de la muestra para los años analizados se ha obtenido de las bases de datos de World Development Indicators (WB, 2015). Esta base no dispone de datos para todos los años del período considerado.

$$\text{PIBpc}_{it} = \text{PIB}_{it} / \text{Población}_{it} \quad (1)$$

En donde:

PIBpc_{it} es el PIB per cápita para el país i y el año t .

PIB_{it} es el PIB para el país i y el año t .

Población_{it} es la población del país i para el año t

Además se calculan los datos de PIB per cápita desagregados por componentes del PIB (método del gasto), es decir: consumo de las familias per cápita, inversión privada en nuevo capital per cápita, gasto público per cápita, exportaciones per cápita e importaciones per cápita. También se calculan los retardos de todas las variables anteriormente citadas. Para ello se obtienen las medias móviles de las 5 observaciones previas de cada variable.

Aunque existen bases de datos en las que figura información sobre el gasto gubernamental per cápita de todas las administraciones públicas para muchos países y largos períodos de tiempo, sin embargo el hecho de no contar con una única fuente de datos que proporcione la información necesaria para los países de la muestra con un número aceptable de observaciones anuales ha condicionado la necesidad de

adoptar métodos de cálculo alternativo para los gastos públicos en educación y sanidad que se especifica a continuación.

El gasto público anual per cápita en educación para los 34 países de la OCDE en el período 1975-2015 ha sido calculado (ecuación 2) a partir de las cifras de PIB per cápita y de datos anuales de gasto público en educación medidos como porcentaje del PIB, obtenidos de la base de datos de WB (2015). Para disponer de esta información se ha tenido en cuenta el total del gasto gubernamental en educación (corriente, de capital y de transferencias), tanto de las administraciones centrales como de las regionales y locales, incluyendo el gasto que proviene de las transferencias de instituciones internacionales.

El compendio de datos corresponde al instituto de estadística de la UNESCO a partir de la información proporcionada anualmente por los gobiernos en el marco de su estudio periódico sobre educación. Todos los datos están adaptados al Estándar Internacional de Clasificación Educativa (*International Standard Classification of Education* [ISCED]) para garantizar la homogeneidad y la comparabilidad de los diferentes sistemas educativos. Como principal limitación cabe mencionar que los datos son referidos únicamente a los ministerios de educación de los países participantes, con lo que se excluiría el gasto en actividades educativas realizado por otros ministerios.

Los datos obtenidos para el indicador de gasto público educativo per cápita están expresados, por lo tanto, en dólares constantes de 2010 a paridad de poder adquisitivo. Dentro de este epígrafe de gasto se contabiliza el total de gasto gubernamental de las administraciones estatales, regionales y locales en instituciones educativas tanto públicas como privadas, así como las transferencias o subsidios a entidades privadas (ya sean estudiantes u hogares). La base de datos no contiene información para todos los años del período.

$$\text{GPEDUpc}_{it} = \text{PIBpc}_{it} (\text{GPEDU}/\text{PIB})_{it} \quad (2)$$

En donde:

GPEDUpc_{it} es el gasto público educativo per cápita para el país i y el año t .

PIBpc_{it} es el PIB per cápita para el país i y el año t .

$(\text{GPEDU}/\text{PIB})_{it}$ es el gasto público educativo medido como porcentaje del PIB para el país i en el año t .

Para disponer de información del gasto gubernamental en sanidad per cápita se ha tomado, también, la decisión de calcular los datos a través del mismo método que en el caso de los gastos en educación, aunque empleando distinta fuente. La información ha sido obtenida a partir de las cifras de PIB per cápita y de los datos del gasto público sanitario medido como porcentaje del PIB para los 34 países en el período 1980-2013, obtenidos de Health Statistics (OECD, 2014b).

Esta información es recopilada anualmente por la OCDE (OECD, 2014c) con los datos obtenidos a través de la contabilidad nacional de los países miembros y de acuerdo a la definición que figura en el epígrafe de gasto empleado (HC.1-9; HC.R.1), en el que se contabilizan los gastos sanitarios anuales de las administraciones públicas (estatales, regionales, locales y organismos de la seguridad social), así como las transferencias al sector sanitario privado para la construcción de hospitales y cuidado de la salud

Tabla 1 Descripción de las variables utilizadas en el modelo

Variables	Observaciones	Media	Desviación típica	Mín.	Máx.
IDH	1.048 ^a	0,805	0,0735	0,496	0,941
PIB per cápita (pc)	1.016	28.994	12.338	5.089	88.911
Consumo pc	1.009	15.968	5.601	3.347	33.661
Inversión pc	1.009	6.838	2.852	1.271	16.992
Gasto público pc	1.009	5.495	2.549	5.962	14.046
Exportaciones pc	1.009	12.530	16.774	394	167.821
Importaciones pc	1.009	11.738	13.680	911	139.210
G. público sanitario pc	911	1.794	1.018	41	5.730
G. público educ. pc	788	1.503	794	149	4.323
Resto g. público pc	712	2.255	951	180	4.708
Consumo pc retardado	839	15.953	5.466	3.770	33.201
Inversión pc retardado	839	6.851	2.733	1.365	16.628
Gasto público pc retard.	839	5.428	2.451	663	13.593
Exportaciones pc retard.	839	12.147	15.715	863	154.712
Importaciones pc retard.	839	11.381	12.806	1.225	126.802
G.p. sanitario pc retard.	734	1.770	971	56	5.550
G.p. educativo pc retard.	404	1.553	855	241	4.176
Resto G.p. pc retardado	357	2.264	912	208	4.364

Valores calculados en dólares constantes de 2010 a paridad de poder adquisitivo.

^a Del total de observaciones, 298 corresponden a datos originales de IDH —calculado con la actual metodología— proporcionados por UNDP y que corresponden a los años 1980, 1985, 1990, 1995, 2000, 2005, 2008, 2010 y 2011, mientras que los 750 restantes han sido calculadas mediante interpolación asumiendo un crecimiento anual lineal.

Fuente: UNDP (2013), WB (2015), OECD (2014a). Elaboración propia

ocupacional, que se definen como la suma del gasto en actividades que a través de aplicaciones de conocimiento médico, paramédico o de enfermería tienen los objetivos de promover la salud, prevenir las enfermedades, curarlas, reducir la mortalidad prematura, el cuidado de personas afectados por enfermedades crónicas que requieren cuidados de enfermería, el cuidado de personas con procesos relacionados con la salud y discapacidades que requieran cuidado de enfermería, la asistencia a familiares, proveer una administración sanitaria pública, promover programas de administración de la salud y seguros médicos. Otra de las clasificaciones del gasto público total en sanidad que se contabiliza es el gasto total en personal sanitario, el gasto total en salud colectiva y el gasto corriente total.

El indicador de gasto público sanitario per cápita está expresado en dólares constantes de 2010 a paridad de poder adquisitivo (ecuación 3). No se cuenta con datos para la totalidad de años del periodo 1980-2013.

$$\text{GPSANpc}_{it} = \text{PIBpc}_{it}(\text{GPSAN}/\text{PIB})_{it} \quad (3)$$

En donde:

GPSANpc_{it} es el gasto público sanitario per cápita, para el país i en el año t .

PIBpc_{it} es el PIB per cápita para el país i y el año t .

$(\text{GPSAN}/\text{PIB})_{it}$ es el gasto público sanitario medido como porcentaje del PIB para el país i en el año t .

Tanto para el gasto público sanitario per cápita como para el educativo per cápita se han considerado las variables retardadas mediante las medias móviles de las 5 observaciones precedentes.

3.2. Composición de la muestra

Los datos referidos al IDH calculado según la actual metodología están disponibles para intervalos quinquenales (con excepción de los años más recientes, para los que se dispone de observaciones anuales), y se ha optado por utilizar el método de interpolación para obtener los valores de IDH correspondientes a los años para los que no se dispone de lecturas de esta variable proporcionadas por UNDP. Se argumenta (Davies y Quinlivan, 2006) que los cambios en el IDH quinquenales son lo suficientemente pequeños como para aceptar una progresión anual lineal en dicha variable.

La muestra está compuesta por observaciones anuales de los 34 países miembros de la OCDE para el periodo 1980-2013, con la excepción del IDH. Sin embargo, debido a la escasez de datos de algunas variables para los últimos años en el momento de la redacción de este artículo, el periodo analizado es 1980-2011 (tabla 1). Estos países se caracterizan por ser economías desarrolladas y con un nivel elevado de ingreso per cápita, aun existiendo diferencias muy amplias entre unos países y otros. El PIB per cápita figura en dólares constantes de 2010 a paridad de poder adquisitivo y oscila entre los 15.515,26 de México y los 82.047,60 de Luxemburgo para el año 2013, con un valor promedio de 35.831,68 para el conjunto de todos los países considerados en dicho año. El gasto público educativo per cápita para el año 2011 (último para el que se dispone de observaciones para la mayoría de países en el momento de redacción de este artículo) oscila entre los 775,01 dólares constantes de 2010 a paridad de poder adquisitivo de México y los 3.838,46 de Noruega, mientras que el gasto público

sanitario per cápita para el año 2012 (último año para el que se dispone de observaciones para la mayoría de países en el momento de redacción de este artículo) oscila entre los 482,51 de México y los 4.6898,89 de Noruega, también en dólares constantes de 2010 a paridad de poder adquisitivo. El IDH más alto registrado en la muestra es el de Noruega, que obtiene una puntuación de 0,944, y el más bajo el de México, con 0,756, ambos para el 2013. El mayor aumento en el IDH actual, respecto al alcanzado en 1975, corresponde a Turquía, con un incremento del 53,02%, y el menor corresponde a Estados Unidos, que solamente consiguió elevar su registro en un 10,79%.

4. Especificación del modelo y resultados

Los datos de la muestra de países de la OCDE representan 34 observaciones temporales, pero debido a la ausencia de algunos datos de las variables GPEDUpC para los años 2012 y 2013 y GPSANpC para el año 2013, se ha decidido acotar el periodo temporal del modelo a las observaciones entre 1980-2011, con lo cual los datos quedarían reducidos a los países de la OCDE con 32 observaciones temporales. La información utilizada se corresponde con lo que la literatura define como datos de panel. A diferencia de las series temporales de sección transversal (TSCS), los paneles de datos contienen más unidades transversales que temporales ($N > T$). El panel de datos empleado es no balanceado, al no contarse con observaciones para todos los puntos temporales de cada unidad transversal del mismo (existen por lo tanto variables para las que no se dispone de datos de todos los momentos temporales de un país o variables para las que en algunos años no existen datos para todos los países).

Tanto los paneles de datos como los datos TSCS están típicamente expuestos a la existencia de ciertas cualidades que pueden dificultar la estimación estadística con métodos tradicionales como pueden ser la existencia de heterocedasticidad, autocorrelación temporal o correlación contemporánea entre paneles (unidades transversales). Las pruebas estadísticas utilizadas ([anexo 1](#)) nos permiten conocer la presencia o no de dichas características, lo que ayudará a elegir la mejor especificación y los métodos de estimación más convenientes para el modelo. Para la realización de todos los test las variables se expresan en logaritmos.

Una vez estudiadas las peculiaridades de los datos que conforman la muestra, se puede elegir el método de estimación más conveniente. Dada la existencia de autocorrelación, heterocedasticidad grupal y correlación contemporánea (dependencia entre unidades transversales), el método de errores estándar corregidos para datos de panel (en adelante PCSE) parece ser el más adecuado, con la inclusión de 33 ($n-1$) variables dicotómicas para controlar los efectos específicos de cada unidad transversal (país). Se decide también la inclusión de variables dicotómicas temporales para controlar los efectos específicos de cada unidad temporal. En este caso, para evitar la estimación en el modelo de un excesivo número de variables, se decide agrupar las unidades temporales en tres grupos (uno por década, a excepción del último grupo, al que le corresponden doce años).

La existencia de efectos temporales podría ser debida a la presencia de avances científicos o a cambios en los hábitos de vida de la población, en ningún caso relacionados directamente ni con el gasto público sanitario, ni con el educativo, ni tampoco con el crecimiento del PIB per cápita o cualquiera de sus componentes, pero que podrían tener una influencia significativa en el nivel de bienestar medido por el IDH. Estos efectos temporales podrían mostrar una tendencia general a largo plazo del comportamiento de la variable IDH.

A pesar de los resultados arrojados por el test de Hausman que evidencian la idoneidad de emplear un modelo de efectos fijos frente al modelo de efectos aleatorios, se desestima la posibilidad del uso del citado modelo de efectos fijos por la imposibilidad de realizar estimaciones que tengan en cuenta simultáneamente las tres características antes descritas (autocorrelación, heterocedasticidad grupal y correlación contemporánea) en favor de la estimación mediante PCSE ([tabla 2](#)).

Considerando que las estimaciones mediante mínimos cuadrados ordinarios (en adelante OLS) no son óptimas bajo la presencia de errores no esféricos ([Beck y Katz, 1995](#)), y dado que dicha característica era común en los modelos con datos de panel, antes de ser enunciado el método de los PCSE se utilizaba ampliamente el método enunciado por [Parks \(1967\)](#) y popularizado por [Kmenta \(1986\)](#) basado en mínimos cuadrados generalizados factibles (en adelante FGLS) que permite la estimación de modelos TSCS en los que los errores muestran heterocedasticidad grupal, correlación contemporánea y autocorrelación.

[Beck y Katz \(1995\)](#) propusieron el método PCSE y demostraron su superioridad respecto al método de Parks-Kmenta, que en las simulaciones realizadas presentaba graves problemas de subestimación de la variabilidad de los errores —en algunas ocasiones en más de un 50%— con mínimas ganancias de eficiencia sobre un modelo OLS estándar que obvia las características de errores no esféricos. Además, el método Parks-Kmenta no es válido para situaciones en las que $N > T$, no siendo adecuado para estudios con datos de panel y queda limitado al estudio de TSCS, que necesita, además, de un T relativamente grande con respecto a N para no incurrir en resultados engañosos.

Tampoco está exenta de discusión la idoneidad de emplear PCSE cuando $N > T$, aunque este método está diseñado para utilizarse con datos TSCS ($N < T$) y, en concreto, en aquellas situaciones en las que T no es mucho más grande que N . [Beck y Katz \(1995\)](#) también demostraron la superioridad de PCSE en este tipo de situaciones frente a estimaciones OLS y FGLS bajo diferentes condiciones de heterocedasticidad y correlación contemporánea. Posteriores investigaciones han empleado PCSE con datos de panel en donde N es muy superior a T ([Blanton, 1999](#); [Keith, 1999](#); [Poe et al., 1999](#); [Mosca, 2007](#); [Nourayi et al., 2008](#); [Nikopour et al., 2008](#); [Ezcurra y Rodríguez-Pose, 2011](#)).

El método de estimación PCSE estándar enunciado por [Beck y Katz \(1995\)](#) calcula estimaciones para modelos lineales TSCS o de panel donde los parámetros son estimados mediante OLS. Para el cálculo de los errores estándar y las estimaciones de la varianza-covarianza se asume que los errores son por defecto heterocedásticos y tienen correlación contemporánea entre los paneles (entidades).

Tabla 2 Test de Hausman (conveniencia o no de emplear un modelo de efectos aleatorios)

	Coeficientes		Diferencia ($\hat{O}_1 - \hat{O}_2$)	Error estándar
	Fijos (\hat{O}_1)	Aleatorios (\hat{O}_2)		
CONpc	0,0584597	0,0610349	-0,0025752	CONpc
MM5-INVpc	-0,0188064	-0,0170848	-0,0017216	MM5-INVpc
GPSANpc	0,0320492	0,0308123	0,0012369	GPSANpc
MM5-GPSANpc	0,0341401	0,0337595	0,0003806	MM5-GPSANpc
GPEDUpc	0,0343882	0,0335807	0,0008075	GPEDUpc
EXPPc	0,0474022	0,0457593	0,001643	EXPPc
IMPPc	-0,0170977	-0,0170888	-8,87E-06	IMPPc

Test: H_0 : Diferencia en coeficientes no sistemática.

$\chi^2(7) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 33,58$, Prob > $\chi^2 = 0,0001$.

Los resultados obtenidos permiten rechazar la hipótesis nula ($p < 0.05$) de igualdad al 95% de confianza y, por lo tanto, se debe asumir la estimación de efectos fijos.

Fuente: elaboración propia.

Para estimar este modelo con una transformación previa de Prais y Winsten (1954) para la corrección de la autocorrelación de primer orden existe la posibilidad de calcular un coeficiente autorregresivo para cada panel —lo que en la literatura se conoce como *panel-specific* AR1— o calcular un coeficiente autorregresivo común a todos los paneles. A priori, al tratarse de una muestra compuesta por un conjunto de países heterogéneos —aunque todos desarrollados— podría ser asumible la existencia de un coeficiente autorregresivo diferente para cada panel. Sin embargo, Beck y Katz (1995) recomiendan esta segunda opción en modelos TSCS y de panel, debido a que los parámetros de interés β no varían para cada unidad transversal y el parámetro de autocorrelación tampoco debería hacerlo. Para el cálculo de los parámetros de correlación de cada panel que se utilizarán para calcular el coeficiente de autocorrelación ρ común a todos los paneles se empleará T_i en vez del usual $T_i - 1$, en donde T_i es el número de observaciones del panel i .

Dado que el panel de datos del que se compone la muestra es desequilibrado (faltan datos para algunas observaciones temporales de determinadas unidades transversales), la estrategia que se ha seguido para el cálculo de las covarianzas se basa en emplear todas las observaciones comunes a cada pareja de paneles para el cálculo de cada elemento de la matriz de covarianzas. Para calcular el parámetro de autocorrelación se ha elegido el método de cálculo de la autocorrelación de series temporales, siendo el resto de alternativas consistentes y asintóticamente equivalentes.

Además de la estimación PCSE por motivos de robustez, también se estima el modelo mediante el método de Parks-Kmenta basado en FGLS asumiendo una estructura de autocorrelación de primer orden común a todos los paneles y con el método de autocorrelación de series temporales para el cálculo del parámetro autorregresivo (con la limitación de no poder especificar una estructura de los errores heterocedástica y con correlación contemporánea, al no permitirse en este método de estimación dicha característica en paneles no balanceados como el que se utiliza en el modelo), además de reportarse una estimación mediante un modelo de población promediada empleando ecuaciones de

estimación generalizadas (en adelante GEE) en la que se especifica autocorrelación de primer orden y se emplea el estimador de White (1980) para la varianza con el fin de obtener errores estándar consistentes y heterocedásticos y, por último, una estimación del modelo mediante el estimador de efectos fijos con un estimador para la varianza de los errores robusta a heterocedasticidad.

El modelo adoptado (ecuación 4) pretende medir el nivel de bienestar representado por el IDH, los efectos de las variables gasto público educativo, gasto público sanitario y resto de componentes del PIB medidos por el método del gasto en los países de la muestra. En modelizaciones previas se especificó un modelo inicial en el que todos los componentes del PIB per cápita por el método del gasto (inversión privada, gasto público, consumo, exportaciones e importaciones), así como las variables retardadas de las anteriores (mediante media móvil de las 5 observaciones previas) actúan como regresores del IDH, incluyendo variables dicotómicas para cada periodo temporal (δ_t) y país (α_i). En dicha especificación inicial, las variables retardadas del consumo per cápita, exportaciones per cápita e importaciones per cápita se mostraron no significativas. Tampoco la inversión privada per cápita se mostró significativa. En una segunda especificación se desagregó el gasto público en gasto público educativo, gasto público sanitario y resto de gasto público, además de sus respectivas variables retardadas, no mostrándose significativas las variables resto de gasto público, resto de gasto público retardado y gasto público educativo retardado. Se podría concluir a partir de lo anterior que, aunque el gasto público sanitario pasado parece influir en la determinación del IDH actual, no sucede lo mismo con el gasto público educativo pasado. Es necesario señalar que tanto en los modelos iniciales como en el adoptado, finalmente, en vez de las exportaciones per cápita netas se incluyen las exportaciones per cápita y las importaciones per cápita —que se espera tengan una influencia negativa— con el fin de evitar la realización de una transformación de variables (alterando el signo de las importaciones) a causa de la existencia de valores negativos, lo que no permitiría expresarlos en escala logarítmica. Tanto las variables explicativas como la variable a explicar, del mismo modo que sucede en Gomane et al. (2003, 2005b), se expresan en logaritmos

naturales y, por lo tanto, la interpretación de los coeficientes de las regresiones se podría realizar del siguiente modo: un incremento del uno por cien en una variable explicativa implica un incremento en la variable a explicar en la cuantía señalada por el coeficiente.

El modelo presenta la siguiente especificación:

$$\begin{aligned} \text{IDH}_{it} = & (\alpha_i + \delta_t) + \beta_0 + \beta_1 \text{CONpc}_{it} + \beta_2 \text{MM5-INVpc}_{it} \\ & + \beta_3 \text{GPSANpc}_{it} + \beta_4 \text{MM5-GPSANpc}_{it} \\ & + \beta_5 \text{GPEDUp}_{it} + \beta_6 \text{EXPPc}_{it} + \beta_7 \text{IMPPc}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4) \end{aligned}$$

En donde:

IDH_{it} es el nivel de bienestar medido mediante el IDH para el país i y el año t .

α_i es la constante individual para cada país.

δ_t es la constante individual para cada período.

β_0 es la constante común del modelo (si la hubiere).

CONpc_{it} es el consumo de las familias per cápita para el país i y el año t .

MM5-INVpc_{it} es la media móvil de los 5 años anteriores de la inversión privada per cápita para el país i y el año t .

GPSANpc_{it} es el gasto público sanitario per cápita para el país i y el año t .

MM5-GPSANpc_{it} es la media móvil de los 5 años anteriores del gasto público sanitario per cápita para el país i y el año t .

GPEDUp_{it} es el gasto público educativo per cápita para el país i y el año t .

EXPPc_{it} son las exportaciones per cápita para el país i y el año t .

IMPPc_{it} son las importaciones per cápita para el país i y el año t .

Los resultados del modelo (tabla 3) evidencian que MM5-GPSANpc , GPEDUp y EXPPc son las variables que mejor explican los cambios en el bienestar agregado medido por el IDH en los países de la OCDE durante el periodo analizado al mostrarse significativas en las cuatro estimaciones realizadas.

El gasto público sanitario parece tener una relación positiva con el nivel de bienestar medido por el IDH alcanzado, siendo esta relación más intensa en el caso del gasto público sanitario pasado (MM5-GPSANpc) que en el presente (GPSANpc) tanto en términos de significatividad —al mostrarse significativa en las cuatro estimaciones— como de pendiente. El gasto público sanitario presumiblemente incide directa y mayoritariamente en el componente sanitario del IDH. Esto concuerda con las evidencias encontradas en los trabajos de autores como Anand y Ravallion (1993), Hojman (1996), Bidani y Ravallion (1997) y Baldacci et al. (2008), centrados en el impacto positivo que el gasto sanitario tiene sobre el nivel de salud alcanzado por una población empleando diversos indicadores de esta última variable.

El gasto público educativo (GPEDUp) también podría tener una influencia positiva en la determinación del bienestar medido mediante el IDH, mostrándose significativo en las cuatro estimaciones, aunque en menor cuantía que en el caso del gasto sanitario. Este último hecho viene a validar lo expuesto por Baldacci et al. (2008) y Beraldo et al. (2009).

Es de suponer que el gasto público sanitario tiene una mayor incidencia en el índice sanitario del IDH (basado en

la esperanza de vida al nacer) que el gasto público educativo en el índice educativo del IDH (basado en los años medios de escolaridad y los años esperados de escolaridad). Por otra parte, ambos índices, pero especialmente el gasto público educativo, pueden afectar además a la componente económica del índice mediante una mayor generación de riqueza fruto de una mejor cualificación y una vida más larga. Por consiguiente, el retorno del gasto educativo parece que puede verse influenciado positivamente por la cuantía de dicho gasto educativo, como se ha contrastado en Psacharopoulos (1994) y Psacharopoulos y Patrinos (2004). Esta relación también fue observada bajo diferentes enfoques en lo que a la medición del retorno se refiere y con una alta variabilidad en la intensidad observada por la OCDE (OECD, 2012), EIU (2014) o Mullis et al. (2012).

El hecho de que en los países desarrollados el gasto público en educación no pudiese afectar de forma tan intensa al bienestar agregado en comparación con el gasto público sanitario podría ser debido a que las variables que miden el componente educativo del IDH (años medios de escolaridad y años esperados de escolaridad) no se ven tan afectadas por las inversiones en educación de los gobiernos, pudiendo depender el resultado alcanzado en dichas variables de otros muchos factores como la situación económica, la situación del mercado laboral o las expectativas laborales de los estudiantes titulados en las diferentes etapas educativas.

Aunque no sea propósito de esta investigación, es obvio que el gasto privado en educación y sanidad también podría tener un efecto positivo en la determinación de los niveles de bienestar medido mediante el IDH alcanzados. Atendiendo a Beraldo et al. (2009), esta influencia —en el caso del gasto sanitario— sería menor que en el caso del público, aunque su estudio se circunscriba no al bienestar agregado sino a la elevación del PIB. En el modelo propuesto el gasto privado sanitario y educativo actuarían sobre la determinación del bienestar medido mediante el IDH a través de la variable CONpc .

Cabe destacar que en los países de la OCDE existe una notable preponderancia de la financiación pública sobre la privada en sanidad, que se acentúa aún más en el caso de la educación (anexo 2), y que además el gasto público favorece de forma más intensa la consecución de la igualdad de oportunidades para todos los ciudadanos.

La variable CONpc se muestra significativa en los modelos PCSE y FGLS, obteniendo coeficientes superiores al de las variables GPSANpc y MM5-GPSANpc , no mostrándose significativa en los modelos GEE y FE. Por lo tanto, aunque el consumo de las familias per cápita (CONpc) podría explicar en parte las variaciones del bienestar medido por el IDH en los países de la OCDE en el período muestral, su incidencia a la hora de determinar dicho índice parece en todo caso de menor intensidad que la que produce el gasto público sanitario.

En el modelo que se presenta, la inversión privada pasada (MM5-INVpc) se muestra significativa solo en dos de las estimaciones realizadas. Aunque no muestra significatividad en las estimaciones GEE y FE, el coeficiente negativo obtenido en todas las estimaciones podría evidenciar una influencia negativa en la determinación del bienestar medida a través del IDH. Aunque en el plano teórico la inversión privada

Tabla 3 Resultados del modelo

	IDH											
	PCSE			FGLS			GEE			FE		
	Coef	EE	Z	Coef	EE	Z	Coef	EE	Z	Coef	EE	Z
CONpc	0,070	0,012	5,760***	0,074	0,011	6,810***	0,048	0,038	1,270	0,048	0,038	1,260
MM5-INVpc	-0,015	0,005	-3,000***	-0,013	0,005	-2,920***	-0,017	0,013	-1,370	-0,017	0,013	-1,360
GPSANpc	0,016	0,008	2,020**	0,017	0,006	2,700***	0,018	0,016	1,160	0,018	0,016	1,150
MM5-GPSANpc	0,046	0,007	6,770***	0,048	0,005	8,710***	0,039	0,012	3,310***	0,039	0,012	3,280***
GPEDUpc	0,027	0,004	6,030***	0,023	0,004	5,500***	0,029	0,011	2,750***	0,029	0,011	2,730**
EXPpc	0,034	0,006	5,970***	0,035	0,005	7,190***	0,037	0,013	2,870***	0,037	0,013	2,850***
IMPpc	-0,020	0,006	-3,350***	-0,021	0,006	-3,670***	-0,017	0,018	-0,910	-0,017	0,019	-0,900
198X	-1,455	0,083	-17,460***	-1,500	0,066	-22,820***	-1,266	0,210	-6,030***	-0,014	0,005	-2,680**
199X	-1,446	0,084	-17,220***	-1,492	0,066	-22,570***	-1,252	0,210	-5,960***			
20XX	-1,437	0,085	-16,880***	-1,485	0,066	-22,380***	-1,236	0,211	-5,860***	0,016	0,005	3,470***
cons										-1,325	0,204	-6,500***
	<i>Rho: 0,603</i>			<i>Observ: 590</i>			<i>Observ: 590</i>			<i>Rho: 0,920</i>		
	<i>R²: 0,995</i>			<i>Wald $\chi^2(31)$:</i>			<i>Wald $\chi^2(9)$:</i>			<i>R² within: 0,925</i>		
	<i>Observ: 595</i>			<i>86.844,47</i>			<i>1.148,52</i>			<i>R² between: 0,613</i>		
	<i>Wald $\chi^2(42)$:</i>			<i>Pr > χ^2: 0,000</i>			<i>Pr > χ^2: 0,000</i>			<i>R² overall: 0,717</i>		
	<i>59.720,03</i>									<i>Observ: 590</i>		
	<i>Pr > χ^2: 0,000</i>									<i>F(9,33): 88,57</i>		
										<i>Prob > F: 0,000</i>		

Número de grupos: 34.

Todas las variables están expresadas en logaritmos.

El modelo fue calculado con n-1 dummies nacionales (33) que no se reportan, excepto en el modelo con efectos fijos (FE) en que no se computan las dummies nacionales por motivos de colinealidad.

** Significativo al nivel de 5%.

*** Significativo al nivel de 1%.

Fuente: elaboración propia.

genera riqueza a largo plazo, que de algún modo debería verse reflejada en la determinación del bienestar, podría ocurrir que esta creación de riqueza no compense —en términos de bienestar— el no empleo de los recursos nacionales en gasto fuertemente generador de bienestar.

También las exportaciones per cápita podrían estar afectando positivamente a la determinación del bienestar medido por el IDH, mostrándose significativas en el modelo en las cuatro estimaciones. Las exportaciones netas per cápita (medidas mediante el efecto conjunto de EXPpc e IMPpc) también tendrían un efecto positivo, si bien la variable IMPpc solo se muestra significativa en dos de las estimaciones.

Si atendemos a la estimación mediante PCSE, la que se supone más apropiada para el tipo de datos con los que se cuenta, se podría determinar que un aumento del 1% en el gasto público sanitario per cápita medio de los cinco ejercicios anteriores al actual supondría una elevación del 0,046% del IDH, mientras que un aumento del gasto público sanitario per cápita del 1% tendría como consecuencia una elevación del 0,016% del IDH, y que un aumento del gasto público educativo per cápita del 1% supondría una elevación del IDH del 0,027%.

En cuanto a las variables dicotómicas para cada periodo temporal, se evidencia una relación temporal creciente del IDH, que muestra una tendencia creciente del mismo cuando el resto de variables del modelo son constantes y que, como ya se ha mencionado, podría responder a la aparición a lo largo del periodo muestral de factores a priori no relacionados con la riqueza o el gasto realizado de los países y que sin embargo sí podrían tener una relación directa con la elevación del bienestar, tales como descubrimientos científicos,

hábitos de vida más saludables o simplemente el mejor aprovechamiento de los recursos mediante la optimización de los procesos aplicados en los sistemas sanitarios y educativos que pudiesen repercutir en la elevación de la calidad de la atención sanitaria o la elevación de los años de escolaridad de los estudiantes.

5. Conclusiones

Entre las conclusiones más significativas cabe señalar, en primer lugar, el efecto del aumento en el gasto público sanitario y educativo sobre la mejora en los niveles de bienestar de la población. Pero la incidencia es inferior en el caso del gasto educativo. El hecho de que en los países desarrollados el gasto público en educación no afecte de forma tan intensa al bienestar agregado en comparación con el gasto público sanitario puede ser debido a que las variables que miden esta componente en el IDH no se ven tan afectadas por otros muchos factores como la situación económica, la situación del mercado laboral o las expectativas laborales de los estudiantes titulados en las diferentes etapas educativas.

En segundo lugar, el gasto público sanitario es el que tiene una relación positiva más intensa con el nivel de bienestar medido por el IDH, pero la relación es más fuerte cuando se utiliza la variable con retardos tanto en términos de significatividad como de pendiente.

En tercer lugar, el gasto público sanitario per cápita con retardos, el gasto educativo per cápita y las exportaciones per cápita son las variables que mejor explican la determinación del bienestar medido por el IDH de los países de la OCDE en el periodo 1980-2011. Estas variables se mues-

Tabla 4 Test de heterocedasticidad grupal para la variable dependiente y las variables independientes

IDH	$W_0 = 9,3648336$	df(33, 1014)	Pr> F = 0,00000000
	$W_{50} = 7,5997705$	df(33, 1014)	Pr> F = 0,00000000
	$W_{10} = 9,1263506$	df(33, 1014)	Pr> F = 0,00000000
CONpc	$W_0 = 13,0940620$	df(33, 975)	Pr> F = 0,00000000
	$W_{50} = 9,9199412$	df(33, 975)	Pr> F = 0,00000000
	$W_{10} = 12,4622664$	df(33, 975)	Pr> F = 0,00000000
MM5-INVpc	$W_0 = 4,9677397$	df(33, 805)	Pr> F = 0,00000000
	$W_{50} = 9,6866483$	df(33, 805)	Pr> F = 0,00000000
	$W_{10} = 14,0801697$	df(33, 805)	Pr> F = 0,00000000
GPSANpc	$W_0 = 17,890170$	df(33, 648)	Pr> F = 0,00000000
	$W_{50} = 12,811968$	df(33, 648)	Pr> F = 0,00000000
	$W_{10} = 17,093719$	df(33, 648)	Pr> F = 0,00000000
MM5-GPSANpc	$W_0 = 16,936809$	df(33, 700)	Pr> F = 0,00000000
	$W_{50} = 14,285274$	df(33, 700)	Pr> F = 0,00000000
	$W_{10} = 16,774938$	df(33, 700)	Pr> F = 0,00000000
GPEDUpc	$W_0 = 12,6770959$	df(33, 754)	Pr> F = 0,00000000
	$W_{50} = 6,9445345$	df(33, 754)	Pr> F = 0,00000000
	$W_{10} = 11,8303678$	df(33, 754)	Pr> F = 0,00000000
EXPpc	$W_0 = 12,05661$	df(33, 975)	Pr> F = 0,00000000
	$W_{50} = 8,78726$	df(33, 975)	Pr> F = 0,00000000
	$W_{10} = 11,58258$	df(33, 975)	Pr> F = 0,00000000
IMPpc	$W_0 = 12,6581861$	df(33, 975)	Pr> F = 0,00000000
	$W_{50} = 9,2442992$	df(33, 975)	Pr> F = 0,00000000
	$W_{10} = 12,3476383$	df(33, 975)	Pr> F = 0,00000000

Fuente: elaboración propia.

tran significativas en las 4 estimaciones realizadas. Además, inciden positivamente en el consumo de las familias y en el gasto sanitario per cápita (y se muestran significativas en dos de las estimaciones realizadas). También, la inversión per cápita con retardos y las importaciones per cápita (se muestran significativas en dos de las estimaciones) inciden negativamente (aunque en conjunto las exportaciones netas per cápita lo harían positivamente).

En cuarto lugar, en el modelo empleado se evidencia que, para los países de la muestra y a lo largo del período considerado, existe una tendencia creciente en los valores de IDH, con independencia del resto de variables. Esta situación podría sugerir la existencia de variables no observadas relacionadas con una mayor eficiencia del gasto, tales como hábitos de vida más saludables o la aplicación de avances tecnológicos, que incide directamente en la determinación del IDH.

En quinto lugar, para el tipo de datos disponibles la estimación PCSE resulta ser la más adecuada. Con la información obtenida se puede afirmar que en los países de la OCDE un aumento del 1% en el gasto público sanitario per cápita con retardos supone un aumento del 0,046% del IDH, mientras que un aumento del gasto público sanitario per cápita del 1% tendría como consecuencia un aumento del 0,016% del IDH. En el caso del gasto público educativo per cápita, un aumento del 1% supone una elevación del IDH del 0,027%.

Por último, con los datos obtenidos se podría concluir que las políticas de reducción del gasto público sanitario y educativo podrían tener un coste en términos de bienestar según el IDH. Por este motivo, los gobiernos de los países desarrollados deberían, aun en presencia de déficits presupuestarios, tener en cuenta esta circunstancia antes de efectuar reducciones en las partidas de gasto relacionadas con sanidad y educación.

Tabla 5 Gasto público en instituciones educativas, primaria, secundaria y post-secundaria no terciaria en relación al gasto educativo total en estas instituciones

	2000	2005	2008	2010	2011	Media
Alemania	87,1	87,5	87,06	87,82	87,92	87,48
Australia	83,68	83,5	82,5	84,69	83,59	83,59
Austria	95,82	94,28	95,94	95,47	95,92	95,49
Bélgica	94,71	94,74	95,19	95,99	96,22	95,37
Canadá	92,37	89,87	88,61	89,3	89,67	89,96
Chile	68,43	69,76	78,38	78,57	78,34	74,7
Corea del Sur	80,79	77,04	77,8	78,52	80,66	78,96
Dinamarca	97,84	97,91	97,63	97,6	97,2	97,64
EE.UU.	91,7	91,75	91,75	92,47	91,55	91,84
Eslovenia	—	91,88	91,67	91,32	91,11	91,5
España	92,99	93,48	93,11	91,82	91,14	92,51
Estonia	—	98,9	98,95	98,7	98,86	98,85
Finlandia	99,32	99,15	99	99,2	99,26	99,19
Francia	92,6	92,45	92,3	92,02	91,8	92,23
Grecia	91,74	92,53	—	—	—	92,14
Holanda	86,14	87,13	86,55	86,88	86,61	86,66
Hungría	92,73	95,49	—	—	—	94,11
Irlanda	95,98	96,83	97,66	95,94	95,8	96,44
Islandia	96,38	96,22	96,37	96,21	96,29	96,29
Israel	94,14	92,99	93,03	92,35	89,48	92,4
Italia	97,8	96,28	97,09	96,61	96,17	96,79
Japón	89,78	90,07	90	93,03	92,96	91,17
Luxemburgo	—	—	—	97,9	97,91	97,91
México	86,12	82,87	82,88	82,71	82,59	83,43
Nueva Zelanda	—	84,92	85,7	87,38	88,82	86,71
Noruega	99,01	—	—	—	—	99,01
Polonia	95,44	98,18	94,65	93,79	93,91	95,19
Portugal	99,93	99,93	99,94	99,95	99,94	99,94
R. Checa	91,7	89,94	90,44	90,82	90,92	90,76
R. Eslovaca	97,62	86,19	84,8	88	88,55	89,03
Reino Unido	88,72	83	77,88	78,9	85,67	82,83
Suecia	99,89	99,91	99,92	99,94	100	99,93
Suiza	88,89	86,92	86,26	88,05	88,25	87,67
Turquía	—	—	—	—	86,81	86,81
Media	92,05	91,02	90,80	91,40	91,42	91,60

Fuente: Education at a glance (OECD, 2014d), elaboración propia.

Tabla 6 Gasto público sanitario en relación al gasto sanitario total

	1975	1985	1995	2005	2012	Media ^a
Alemania	78,9897	77,3726	81,4096	76,6212	76,8117 ^b	78,2634
Australia	73,6197	70,5851	65,777	66,8858	—	66,2817
Austria	69,6466	76,0699	73,5047	75,3151	75,8971	74,1817
Bélgica	—	—	76,7977	73,9912	75,2067	74,7872
Canadá	76,2276	75,5493	71,2476	70,2376	70,0543	72,9402
Chile	—	—	48,1808	38,6458	46,032 ^b	46,572
Corea del Sur	—	31,5333	37,581	52,9732	53,3827 ^b	42,3749
Dinamarca	85,4322	85,6162	82,5244	84,4758	85,7594	84,7613
EE.UU.	40,6385	39,5734	45,0736	44,1824	47,5672	42,6921
Eslovenia	—	—	77,6999	73,1266	71,4803	73,989
España	77,3751	81,081	72,18	70,8952	71,7116	75,5466
Estonia	—	—	—	76,7041	78,7308	77,0143
Finlandia	78,6306	78,6214	71,6852	73,8109	75,2777 ^b	76,169
Francia	78,0197	78,5469	79,6853	77,9852	77,3514	78,1134
Grecia	—	—	52,0411	60,1115	67,1469	57,9621
Holanda	67,9421	70,8466	71,0432	—	—	68,2553
Hungría	—	—	83,9609	70,0297	62,5703	73,9712
Irlanda	79,0172	75,7657	72,5212	75,9715	67,5727	75,1528
Islandia	87,1311	86,9804	83,9333	81,3641	80,4584 ^b	84,4448
Israel	—	—	67,3897	59,292	59,7852	62,6795
Italia	—	—	72,8244	77,943	78,0313 ^b	76,6508
Japón	72,0387	70,7245	82,2681	81,5761	82,1315	77,6948
Luxemburgo	91,8334	89,2441	92,4367	84,9227	83,4568	89,66
México	—	—	42,1342	42,3931	50,6348	44,562
Nueva Zelanda	73,6559	86,9731	77,1688	79,6778	—	81,4198
Noruega	96,2245	85,7545	84,2318	83,5424	85,4647 ^b	86,0324
Polonia	—	—	72,8907	69,2976	69,1705	72,1798
Portugal	58,9238	54,5626	62,618	67,9616	—	62,9973
R. Checa	96,8677	92,1514	90,8882	87,3103	84,0198	90,3838
R. Eslovaca	—	—	—	74,3956	69,7246	78,4091
Reino Unido	91,0788	85,7615	83,8618	81,2883	83,9723	84,2252
Suecia	90,1904	90,3725	86,6497	81,1582	81,2566	86,7321
Suiza	—	50,2907	53,5597	59,4628	65,8142	56,5868
Turquía	—	50,6494	70,3173	67,8385	76,7961	62,6848
Media	74,45159	73,24461	71,44018	70,95112	72,07874	71,6579

^a Media de las observaciones anuales de las que se tienen datos en el período 1980-2012

^b Datos de 2013.

Fuente: Health Data (OECD, 2014c), elaboración propia.

Anexo 1. Test de Wooldridge para autocorrelación en datos de panel

Bajo la hipótesis nula de no correlación serial, los residuos de la regresión de las primeras diferencias deberían tener una autocorrelación de $-0,5$. Esto implica que el coeficiente de una regresión basada en los residuos retardados sobre los residuos corrientes debe ser $-0,5$. Esta prueba se realiza con el test de Wald sobre esta hipótesis:

H_0 : No autocorrelación de primer orden; $F(1, 33) = 955,376$; $\text{Prob} > F = 0,0000$

La hipótesis nula de no correlación de primer orden es fuertemente rechazada. Se asumirá la existencia de autocorrelación de primer orden en el modelo.

Test para homocedasticidad grupal

Se ejecuta un test de Wald modificado para probar la existencia de heterocedasticidad grupal en los residuos de la regresión del modelo específico con efectos fijos tal como propone Greene (2000), donde se prueba la hipótesis nula $\sigma^2_i = \sigma^2$ para $i = 1, 2, \dots, N_g$, donde N_g es el número de unidades transversales. El resultado de este test de Wald modificado se distribuirá $\chi^2[N_g]$ bajo la hipótesis nula de homocedasticidad. Se ha añadido a este test una modificación a la fórmula de Greene para permitir su uso en paneles desequilibrados, es decir, aquellos datos de panel que, como el que aquí se presenta, no disponen de todas las observaciones de cada variable para cada unidad transversal, no siendo por lo tanto constante el número de observaciones para cada panel. Según Baum (2001), las propiedades de este test

no son muy potentes para muestras pequeñas cuando $N > T$, por lo que es conveniente tomar con cautela los resultados obtenidos.

$$H_0 = \sigma^2_i = \sigma^2, \forall i = 1, 2, 3, \dots, 34; \chi^2(34) \\ = 5020.97; \text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$$

Se rechazaría la hipótesis nula de homocedasticidad grupal en los residuos de la regresión.

En segundo lugar, se prueba la igualdad de las varianzas entre los grupos (países) que componen la muestra para las variables del modelo mediante el procedimiento estadístico robusto de [Levene \(1960\)](#) reflejados por W_0 y los dos estadísticos propuestos por [Brown y Forsythe \(1974\)](#), representados por W_{50} y W_{10} , en los que se sustituye la media empleada en el método de Levene por la mediana y la media recortada en un 10%, respectivamente. Con los resultados obtenidos ([tabla 4](#)) se rechaza claramente la hipótesis nula de homocedasticidad grupal para todas las variables probadas ($p < 0.05$).

Test de Pesaran para dependencia entre entidades

H_0 : Independencia entre entidades transversales.

Test de Pesaran para dependencia de entidades = 13,861, $\text{Pr} = 0,0000$

Valor absoluto medio de los valores fuera de la diagonal = 0,569

Se rechaza la hipótesis nula de independencia entre las entidades transversales y por lo tanto se asumirá la existencia de dependencia entre entidades transversales (correlación contemporánea).

Test de significatividad de variables dicotómicas temporales

$$H_{0t}: t = 0, \forall t = 1981, \dots, 2011; F_t$$

$$(31, 640) = 11.79; \text{Prob} > F_t = 0,0000$$

Se rechaza la hipótesis nula $\forall t$ y, en consecuencia, el modelo incluiría efectos temporales.

Anexo 2

Sector público sanitario y educativo en los países de la muestra ([tablas 5 y 6.](#))

Bibliografía

- Alzate, M.M., 2006. Welfare recipients' quality of life: Lessons from the United Nations' Human Development Index for the US welfare policy [La calidad de vida de las beneficiarias del bienestar social: lecciones del Índice de Desarrollo Humano (IDH) de las Naciones Unidas para la política de bienestar social de los Estados Unidos de América]. *European Journal of Social Work* 9, 85–101.
- Anand, S., Ravallion, M., 1993. Human development in poor countries: On the role of private incomes and public services. *The Journal of Economic Perspectives* 7, 133–150.
- Baldacci, E., Clements, B., Gupta, S., Cui, Q., 2008. Social spending, human capital, and growth in developing countries. *World Development* 36, 1317–1341.
- Barro, R.J., Lee, J.W., 2010. New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950–2010 (NBER Working Paper no 15902). National Bureau of Economic Research, Washington DC.
- Baum, C.F., 2001. Residual diagnostics for cross-section time series regression models. *The Stata Journal* 1, 101–104.
- Beck, N., Katz, J.N., 1995. What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American Political Science Review* 89, 634–647.
- Beraldo, S., Montolio, D., Turati, G., 2009. Healthy, educated and wealthy: A primer on the impact of public and private welfare expenditures on economic growth. *The Journal of Socio-Economics* 38, 946–956.
- Bidani, B., Ravallion, M., 1997. Decomposing social indicators using distributional data. *Journal of Econometrics* 77, 125–139.
- Blanton, S.L., 1999. Instruments of security or tools of repression? Arms imports and human rights conditions in developing countries. *Journal of Peace Research* 36, 233–244.
- Brown, M.B., Forsythe, A.B., 1974. Robust tests for the equality of variances. *Journal of the American Statistical Association* 69, 364–367.
- Burki, S.J., Haq, M.U., 1981. Meeting basic needs: An overview. *World Development* 9, 167–182.
- Card, D., 2001. Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems. *Econometrica* 69, 1127–1160.
- Castles, F.G., 2009. What welfare states do: A disaggregated expenditure approach. *Journal of Social Policy* 38, 45–62.
- Costa, D., Steckel, R.H., 1997. Long-term trends in health, welfare, and economic growth in the United States. En: Steckel, R.H., Floud, R. (Eds.), *Health and Welfare during Industrialization*. University of Chicago Press, Chicago, pp. 47–90.
- Currie, J., Gahvari, F., 2008. Transfers in cash and in-kind: Theory meets the data. *Journal of Economic Literature* 46, 333–383.
- Davies, A., 2009. Human development and the optimal size of government. *The Journal of Socio-Economics* 38, 326–330.
- Davies, A., Quinlivan, G., 2006. A panel data analysis of the impact of trade on human development. *The Journal of Socio-Economics* 35, 868–876.
- EIU, 2014. Pearson The learning curve: Education and skills for life [WWW Document] [consultado 4 Mar 2017]. Disponible en: <http://thelearningcurve.pearson.com/reports/the-learning-curve-report-2014>.
- Ezcurra, R., Rodríguez-Pose, A., 2011. Decentralization of social protection expenditure and economic growth in the OECD. *Publius. The Journal of Federalism* 41, 146–157.
- Filmer, D., Pritchett, L., 1999. The impact of public spending on health: Does money matter? *Social Science & Medicine* 49, 1309–1323.
- Gebregziabher, F., Niño-Zarazúa, M., 2014. Social spending and aggregate welfare in developing and transition economies (WIDER Working Paper 2014/082). University of Copenhagen, Copenhagen.
- Gnègnè, Y., 2009. Adjusted net saving and welfare change. *Ecological Economics* 68, 1127–1139.
- Gomanee, K., Girma, S., Morrissey, O., 2005a. Aid, public spending and human welfare: Evidence from quantile regressions. *Journal of International Development* 17, 299–309.
- Gomanee, K., Morrissey, O., Mosley, P., Verschoor, A., 2005b. Aid, government expenditure, and aggregate welfare. *World Development* 33, 355–370.
- Gomanee, K., Morrissey, O., Mosley, P., Verschoor, A., 2003. Aid, pro-poor government spending and welfare. CREDIT Research Paper 03/01. Centre for Research in Economic Development and International Trade. University of Nottingham, Nottingham.
- Greene, W.H., 2000. *Econometric Analysis*, 4th ed. Prentice Hall, New Jersey.

- Hanushek, E.A., 1995. Interpreting recent research on schooling in developing countries. *The World Bank Research Observer* 10, 227–246.
- Hojman, D.E., 1996. Economic and other determinants of infant and child mortality in small developing countries: The case of Central America and the Caribbean. *Applied Economics* 28, 281–290.
- IMF, 2014. World Economic Outlook database [WWW Document] [consultado 4 Mar 2017]. Disponible en: www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2014/01/weodata/index.aspx
- Keith, L.C., 1999. The United Nations International Covenant on Civil and Political Rights: Does it make a difference in human rights behavior? *Journal of Peace Research* 36, 95–118.
- Kenworthy, L., 1998. Do social-welfare policies reduce poverty? A cross-national assessment. *Social Forces* 77, 1119–1139.
- Kmenta, J., 1986. *Elements of Econometrics*, 2nd ed. Macmillan, New York.
- Levene, H., 1960. Robust tests for equality of variance. En: Olkin, I., Ghurye, S.G., Hoefefling, W., Madow, W.G., Mann, H.B. (Eds.), *Contributions to Probability and Statistics*. Stanford University Press, Stanford, pp. 278–292.
- Mazumdar, K., 2002. A note on cross-country divergence in standard of living. *Applied Economics Letters* 9, 87–90.
- Mosca, I., 2007. Decentralization as a determinant of health care expenditure: Empirical analysis for OECD countries. *Applied Economics Letters* 14, 511–515.
- Mullis, I.V., Martin, M.O., Foy, P., Arora, A., 2012. *TIMSS 2011 International Results in Mathematics*. International Association for the Evaluation of Educational Achievement, Amsterdam.
- Murphy, K.M., Welch, F., 1997. The Structure of Wages. *Quarterly Journal of Economics*, CVII (1), February, 285–326. *International Library of Critical Writings in Economics* 86, 336–377.
- Musgrove, P., 1996. *Public and Private Roles in Health*. World Bank, Washington, DC.
- Navarro, V., Borrell, C., Muntaner, C., Benach, J., Quiroga, A., Rodríguez-Sanz, M., et al., 2007. El impacto de la política en la salud. *Salud Colectiva* 3, 9–32.
- Navarro, V., Muntaner, C., Borrell, C., Benach, J., Quiroga, A., Rodríguez-Sanz, M., et al., 2006. Politics and health outcomes. *The Lancet* 368, 1033–1037.
- Nelson, R.R., 1987. Roles of government in a mixed economy. *Journal of Policy Analysis and Management* 6, 541–566.
- Nikopour H., Shah Habibullah M., Schneider F. (2008). The shadow economy Kuznets's curve panel data analysis [WWW Document] [consultado 4 Mar 2017]. Disponible en: <https://mpr.a.ub.uni-muenchen.de/12956>
- Nourayi, M.M., Canarella, G., Gasparyan, A., 2008. New insights into executive compensation and firm performance: Evidence from a panel of new economy firms, 1996–2002. *Managerial Finance* 34, 537–554.
- OECD (2014). *Economic Outlook no96* [WWW Document] [consultado 4 Mar 2017]. Disponible en: <http://stats.oecd.org/#>.
- OECD (2014). *Health Statistics 2014 Definitions, Sources and Methods* [WWW Document] [consultado 4 Mar 2017]. Disponible en: <http://www.oecd.org/edu/Education-at-a-Glance-2014.pdf>
- OECD (2014). *Health Expenditure and Financing Dataset* [WWW Document] [consultado 4 Mar 2017]. Disponible en: <http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=SHA>.
- OECD (2014). *Education at a Glance 2014* [WWW Document] [consultado 4 Mar 2017]. Disponible en: <http://www.oecd.org/edu/Education-at-a-Glance-2014.pdf>.
- OECD (2012). *Resultados de PISA 2012 en Foco: Lo que los alumnos saben a los 15 años de edad y lo que pueden hacer con lo que saben* [WWW Document] [consultado 4 Mar 2017]. Disponible en: http://www.oecd.org/pisa/keyfindings/PISA2012_Overview_ESP-FINAL.pdf
- Oliveres A.M.C. (1989). Los límites del Estado del bienestar tradicional. En: *Crisis económica y Estado del Bienestar*. pp. 55–87.
- Parkin, D., McGuire, A., Yule, B., 1987. Aggregate health care expenditures and national income: Is health care a luxury good? *Journal of Health Economics* 6, 109–127.
- Parks, R.W., 1967. Efficient estimation of a system of regression equations when disturbances are both serially and contemporaneously correlated. *Journal of the American Statistical Association* 62, 500–509.
- Paulus, A., Sutherland, H., Tsakloglou, P., 2010. The distributional impact of in-kind public benefits in European countries. *Journal of Policy Analysis and Management* 29, 243–266.
- Poe, S.C., Tate, C.N., Keith, L.C., 1999. Repression of the human right to personal integrity revisited: A global cross-national study covering the years 1976–1993. *International Studies Quarterly* 43, 291–313.
- Prais, G.J., Winsten, C.B., 1954. *Trend Estimates and Serial Correlation* (Cowles Commission Discussion Paper, Stat. No. 383). University of Chicago Press, Chicago.
- Psacharopoulos, G., 1994. Returns to investment in education: A global update. *World Development* 22, 1325–1343.
- Psacharopoulos, G., 1985. Returns to education: A further international update and implications. *Journal of Human Resources* 20, 583–604.
- Psacharopoulos, G., 1981. Returns to education: An updated international comparison. *Comparative Education* 17, 321–341.
- Psacharopoulos, G., Hinchliffe, K., 1973. *Returns to Education: An International Comparison*. Jossey-Bass, San Francisco.
- Psacharopoulos, G., Patrinos, H.A., 2004. Returns to investment in education: A further update. *Education Economics* 12, 111–134.
- Sanderson, M., 2010. International migration and human development in destination countries: A cross-national analysis of less-developed countries, 1970–2005. *Social Indicators Research* 96, 59–83.
- Sen, A., 1981. Public action and the quality of life in developing countries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 43, 287–319.
- Temprano, A.G., Villanueva, E.T., 1998. La política de gasto social (1984–1996). En: *La Administración del Estado y de las Comunidades Autónomas*. Madrid, Consejo Económico y Social.
- Thurow, L.C., 1974. Cash versus in-kind transfers. *The American Economic Review* 64, 190–195.
- UNDESA (2013). *World population prospects: the 2012 revision* [WWW Document] [consultado 4 Mar 2017]. Disponible en: https://esa.un.org/unpd/wpp/publications/Files/WPP2012_HIGHLIGHTS.pdf
- UNDP (2013). *2013 Human Development Report | Human Development Reports* [WWW Document] [consultado 4 Mar 2017]. Disponible en: <http://hdr.undp.org/en/2013-report>
- UNDP (1990). *Human development report* [WWW Document] [consultado 4 Mar 2017]. Disponible en: http://hdr.undp.org/sites/default/files/reports/219/hdr_1990_en_complete_nostats.pdf
- UNESCO (2013) *ISCED Fields of Education and Training 2013 (ISCED-F 2013)* [WWW Document] [consultado 4 Mar 2017]. Disponible en: <http://www.uis.unesco.org/Education/Documents/isced-fields-of-education-training-2013.pdf>
- WB (2015). *World Development Indicators* [WWW Document] [consultado 4 Mar 2017]. Disponible en: <http://databank.worldbank.org/data/>
- WB (2014). *World Development Indicators database* [WWW Document] [consultado 4 Mar 2017]. Disponible en: <http://databank.worldbank.org/data/>
- White, H., 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 48, 817–838.
- Wood, G., Gough, I., 2006. A comparative welfare regime approach to global social policy. *World Development* 34, 1696–1712.