

# INEQUALITY OF OPPORTUNITY IN EUROPE: ECONOMIC AND POLICY FACTS<sup>1</sup>

Gustavo A. Marrero<sup>(1)</sup> and Juan G. Rodríguez<sup>(2)</sup>

- (1) Departamento de Análisis Económico (Universidad de La Laguna, Spain), FEDEA, ICAE and CAERP. Tel: +34 985 103768. E-mail: gmarrero@ull.es  
(2) Instituto de Estudios Fiscales and Departamento Economía Aplicada I (Universidad Rey Juan Carlos, Spain). Tel: +34 91 4888031. E-mail: juangabriel.rodriguez@urjc.es

## Resumen

Este trabajo estudia los principales factores que han influido sobre la desigualdad de oportunidades (DO) en Europa. Partiendo de la base de datos EU-SILC encontramos para 23 países europeos que el nivel de desarrollo, la educación y el gasto social, en sus múltiples formas, reducen significativamente la DO. La salida prematura del sistema educativo, alcanzar niveles de educación al menos hasta secundaria y los gastos sociales contra la exclusión social y el cuidado de niños son las variables más importantes entre las analizadas. Por el contrario, el funcionamiento del mercado laboral y la estructura impositiva no tienen un efecto muy significativo sobre la DO. Por último, se observa que la DO y la desigualdad total presentan patrones explicativos diferenciados, por lo que medidas redistributivas que reduzcan la desigualdad global no tienen necesariamente que reducir la DO.

**JEL Classification:** D63, E24, O15, O40.

**Key Words:** inequality of opportunity; growth; education; public expenditure; labour market.

---

<sup>1</sup> We are grateful for assistance with the data base from Elijah Baley. We also acknowledge helpful comments and suggestions of Alfonso Novales and Juan Prieto-Rodríguez. The usual disclaimer applies. Gustavo Marrero thanks financial support of Fundación Focus-Abengoa.

## 1. Introduction

El trabajo pionero de Kuznets (1955) sentó las bases para explicar la influencia a largo plazo del crecimiento económico sobre la distribución de la renta. Su hipótesis considera que el grado de desarrollo de un país determina el grado de desigualdad de renta, siendo esta relación en forma de U-invertida. Aunque esta hipótesis prevaleció hasta finales de los 70, actualmente está en entredicho. En concreto, existe falta de consenso por parte de la literatura empírica sobre la validez de tal hipótesis (Milanovic, 1994; Fields, 2001, entre muchos otros). Así, Fields (2001) señala que el factor determinante para explicar el grado de desigualdad no es la fase de crecimiento en la que se encuentre una economía, sino más bien el *tipo* de crecimiento que tenga dicha economía. Por otro lado, se han encontrado factores distintos al desarrollo económico que también afectan a la desigualdad, tales como la educación, las políticas públicas o el funcionamiento del mercado laboral. La incorporación de estos factores al análisis ha dado lugar a toda una literatura sobre la llamada hipótesis de Kuznets *ampliada* (Milanovic, 1994).

De forma paralela, a partir de los trabajos de Roemer (1993) y Van de Gaer (1993), se ha desarrollado toda una literatura entorno al concepto de *desigualdad de oportunidades* (DO). Esta literatura pone de manifiesto que la desigualdad total es, en realidad, una combinación de varios tipos de desigualdad: de oportunidades, de esfuerzo y, quizás menos importante, de suerte (Lefranc et al., 2009). La DO hace referencia a aquellos factores que están fuera del control de los individuos. A estos factores se les da el nombre de *circunstancias*, y tienen que ver con el origen social de los individuos, por ejemplo la raza, la educación y ocupación de los padres, el sexo, el lugar de nacimiento, etc.<sup>2</sup> La desigualdad de esfuerzo, por su parte, hace referencia a factores que básicamente están bajo el control del individuo, como el número de horas trabajadas, la elección laboral, etc. Es importante distinguir entre los distintos componentes de la desigualdad, puesto que los factores que la determinan y su incidencia sobre la economía pueden ser muy diferentes. En este sentido, Banco Mundial (2006), Bourguignon et al. (2007a) y Marrero y Rodríguez (2010), entre otros, han destacado

---

<sup>2</sup> Existe un concepto alternativo de desigualdad de oportunidades que alude al grado de meritocracia (Lucas, 1995; Arrow et al., 2000). Esta propuesta considera que los individuos son totalmente responsables de su renta (o de su salud, utilidad, trabajo, etc.), a resultas de lo cual la desigualdad total se debe exclusivamente a la disparidad de las elecciones personales. Vemos, por tanto, que la meritocracia es un caso extremo de nuestro concepto de DO, en donde no existen circunstancias.

que la DO además de ser la desigualdad que realmente importa desde el punto de vista de justicia social, podría ejercer un efecto negativo sobre el crecimiento. A este respecto, y aplicado al caso de la economía de Estados Unidos, Marrero y Rodríguez (2010) han encontrado que la incidencia de la DO sobre el crecimiento es negativa, mientras que la incidencia de la desigualdad de esfuerzo es positiva. Si este resultado se confirma, corregir la DO en un país no sólo haría la sociedad más justa en términos de igualdad social, sino que además fomentaría su eficiencia y crecimiento económico.

Al hilo de la discusión anterior, y siguiendo las líneas marcadas por Kuznets (1955) y Milanovic (1994), entender cuáles son los factores que explican la DO, y diferenciarlos de los determinantes de la desigualdad agregada, es fundamental para el correcto diseño de las políticas públicas. El objetivo último de este artículo es precisamente estudiar estos factores determinantes. En concreto, el objetivo de nuestro análisis es doble. En primer lugar, pretendemos conseguir estimaciones homogéneas de la DO para los principales países europeos. Para ello, usamos las estadísticas de la Encuesta de Condiciones de Vida en Europa (base de datos EU-SILC). Nuestro análisis se concentra en el corte transversal de 2005 para 23 países, al ser este el único que contiene información sobre circunstancias tales como el grado de ocupación y educación de los padres, país de origen, etc.

El segundo objetivo es caracterizar las diferencias de la DO entre los países europeos en base a factores relacionados con el grado de desarrollo económico, el mercado laboral, la educación, las prestaciones sociales y el sistema impositivo. Tomando como referencia las variables explicativas consideradas en Perugini and Martino (2008), en su trabajo sobre los determinantes de la desigualdad de renta entre regiones europeas, estudiamos la capacidad explicativa de un conjunto de factores sobre la DO y sus diferencias respecto a la desigualdad total. Al respecto, somos conscientes de las limitaciones de nuestro estudio en cuanto al número de observaciones de la base de datos (una sección cruzada de 23 observaciones) al utilizar datos por países en lugar de regiones. Sin embargo, nuestro objetivo es estudiar aquellas variables que a nivel de estado han causado un mayor o menor nivel de DO, para de esta forma poder ofrecer conclusiones de política económica a nivel nacional. Además, numerosas políticas fiscales (de gastos e ingresos), educativas y laborales son diseñadas a nivel del país. Por otro lado, la base de datos que manejamos en el artículo es probablemente la mejor que

existe en la actualidad para estimar la DO de forma homogénea para un conjunto amplio de países.

Los principales resultados obtenidos son los siguientes. En primer lugar, al igual que hicieran estudios previos (Roemer et al., 2003 y Rodríguez, 2008), encontramos que, en líneas generales, los países con una menor DO son los países nórdicos, mientras que los países del área mediterránea son los que presentan una mayor DO. Los países centroeuropeos ocuparían una posición intermedia, mientras que los países del Este de Europa se reparten por toda la distribución al presentar estos un grado de DO muy disperso. En segundo lugar, la relación entre desarrollo y DO es negativa y más clara que entre desarrollo y desigualdad total. Así, la DO se ve más favorecida por el desarrollo económico que la desigualdad agregada. En tercer lugar, las variables de mercado laboral agregado, como la tasa de empleo o la tasa de paro, tienen una incidencia poco significativa sobre la DO. Variables que reflejan la estructura del mercado laboral, como la tasa de empleo femenino, el desempleo de larga duración o el diferencial entre la tasa de paro de los menos y más educados, tienen mayor incidencia sobre la DO que las variables agregadas. La incidencia de las variables de mercado laboral sobre la desigualdad también es ambigua. En cuarto lugar, el porcentaje de educación secundaria alcanzada por los individuos y, especialmente, el abandono escolar, tienen una incidencia muy significativa sobre la DO, la cual es mucho más evidente que la incidencia sobre la desigualdad total. Según nuestros resultados, luchar contra el abandono escolar y garantizar la educación al menos hasta la secundaria son los dos aspectos más relevantes para luchar contra la DO. En quinto lugar, el gasto social en sus múltiples formas ayuda a reducir la disparidad de oportunidades. Entre las distintas partidas de gasto, las que más ayudan a explicar las diferencias observadas de la DO son los gastos sociales contra la exclusión social y las destinadas al cuidado de niños y, en menor medida, los gastos en sanidad. Por su parte, el subsidio por invalidez solo resulta significativo para la desigualdad total, mientras que los subsidios al desempleo y por jubilación no son significativos para ningún tipo de desigualdad. En sexto lugar, destacar que el efecto de la estructura impositiva sobre la DO, una vez que controlamos por el nivel de gasto público en prestaciones sociales y el resto de variables explicativas, es negativo cuanto mayor es el peso de los impuestos indirectos, y positivo cuando sube el peso de los impuestos sobre la renta y la riqueza, aunque el grado de significación queda en entredicho al realizar algún análisis de robustez. Por último,

enfaticar que se aprecian diferencias importantes entre los factores que ayudan a explicar las diferencias de DO y desigualdad agregada entre países, especialmente para las variables de educación y gasto social, por lo que medidas redistributivas que favorezcan la desigualdad global no tiene que necesariamente favorecer la DO.

El trabajo queda estructurado de la siguiente manera. La sección 2 presenta la base de datos empleada para la medición de la DO en Europa, la metodología seguida y las estimaciones de la DO obtenidas. La sección 3 revisa los antecedentes de los trabajos que estudian los determinantes de la desigualdad. La sección 4 intenta mejorar nuestro entendimiento sobre los factores (de mercado laboral, educativos y política) que explican las diferencias observadas de la DO en Europa. En la sección 5 estudiamos la robustez de nuestros resultados. Finalmente, la sección 6 ofrece un conjunto de recomendaciones de política pública a la luz de los resultados encontrados.

## **2. Data, methodology and IO in Europe**

En la primera parte de esta sección presentamos la base de datos utilizada para el cálculo de la DO en Europa. En segundo lugar comentamos la metodología empleada y en la tercera parte mostramos los principales resultados obtenidos.

### **2.1. The EU-SILC database for Europe**

Un estudio riguroso de la DO depende de manera crucial de la disponibilidad de datos apropiados. Al respecto, la base de datos debe contener no solo información sobre la renta disponible de los individuos, sino también información sobre el origen social o circunstancias de cada individuo.<sup>3</sup> Desafortunadamente, hay escasas bases de datos con esta información y, en estos casos, el número de circunstancias suele ser limitado.

La base de datos empleada en este artículo es la Encuesta de Condiciones de Vida, cuyo acrónimo en inglés es EU-SILC. La antigüedad de esta encuesta es muy corta (desde 2004), y sólo para 2005 puede ser usada para nuestro propósito, al ser este el único año en el que hay información sobre la ocupación desempeñada y el grado de educación alcanzado por los padres, las cuales son las variables más utilizadas en la literatura para

---

<sup>3</sup> Por ejemplo, los estudios que se presentan en <http://www.econ.umn.edu/~fperri/Cross.html> consideran bases de datos con información sobre la renta de los individuos, sin embargo, éstas no tienen información sobre las circunstancias de los individuos.

medir las circunstancias de los individuos (ver, por ejemplo, Roemer et al., 2003, Checchi y Peragine, 2005, Bourguignon et al., 2007b, Lefranc et al., 2008, Rodríguez, 2008 y Ferreira y Gignoux, 2008). Una primera ventaja de esta base de datos es que contiene información sobre un conjunto amplio de países (26 en total), lo que la dota de suficiente heterogeneidad en términos de características económicas y políticas públicas a dicha base de datos. Los países finalmente considerados son: Alemania, Austria, Bélgica, República Checa, Dinamarca, Eslovaquia, Eslovenia, España, Estonia, Finlandia, Francia, Grecia, Holanda, Hungría, Irlanda, Italia, Letonia, Lituania, Noruega, Polonia, Portugal, Reino Unido y Suecia.<sup>4</sup> Una segunda ventaja es el número considerable de circunstancias que contiene. Para nuestro estudio, hemos tomado la educación del padre y de la madre, la ocupación del padre y de la madre, el origen nacional o extranjero (del resto de la Unión Europea y del mundo) del individuo y, por último, una variable cualitativa que mide las condiciones económicas vividas en el hogar cuando el individuo era menor.

La variable utilizada para el cálculo de la desigualdad es la renta equivalente de los hogares cuyo cabeza de familia está entre los 26 y los 50 años.<sup>5</sup> De esa forma, consideramos las cohortes con mayor proporción de personas empleadas, reducimos el efecto composición (individuos con diferente edad se encuentran en etapas distintas de la serie de ganancias salariales) y nos aproximamos en mayor medida al concepto de renta permanente (Grawe, 2005). Con relación al cálculo de la DO, hay que dejar claro que el vector de circunstancias observado es por definición un subconjunto del vector de todas las circunstancias posibles. Así, los valores estimados de la DO serán una cota inferior de la verdadera DO, cuyo valor crecerá a medida que aumenta el número de circunstancias observadas (Ferreira and Gignoux, 2009).<sup>6</sup> Por este motivo, a la hora de medir la DO, es importante utilizar bases de datos con suficiente información sobre las

---

<sup>4</sup> La base de datos EU-SILC contiene además información sobre Luxemburgo, Islandia y Chipre. Sin embargo, hemos preferido no considerar estos países por las peculiaridades que tienen y su escaso tamaño.

<sup>5</sup> La escala de equivalencia utilizada en este trabajo es la misma que la empleada en la base de datos EU-SILC. En concreto, la escala de equivalencia es  $e = 1 + 0.5(N_{14^+} - 1) + 0.3N_{13^-}$  donde  $N_{14^+}$  es el número de miembros del hogar con 14 o más años y  $N_{13^-}$  es el número de miembros del hogar con 13 o menos años.

<sup>6</sup> Este problema no se da, sin embargo, únicamente en el estudio de la DO, sino en casi todos los campos de la economía. Por ejemplo, el análisis de la discriminación salarial se enfrenta al problema de la heterogeneidad no explicada por las características individuales observadas. Peor aún, la modelización econométrica habitualmente introduce una variable aleatoria para recoger, de alguna forma, todas aquellas variables que no son observadas.

circunstancias de los individuos. Cabe destacar al respecto que, según nuestro conocimiento, la EU-SILC para 2005 es la base de datos que tiene mayor número de circunstancias individuales, medidas de manera homogénea para un conjunto amplio de países.

## 2.2. Metodología de cálculo de la DO

La moderna economía de la justicia reconoce que la renta de un individuo es función del esfuerzo ejercido y de las circunstancias de las que parte dicho individuo.<sup>7</sup> Sin embargo, los individuos sólo son responsables de su esfuerzo puesto que las circunstancias quedan fuera de su control. Una primera dificultad es definir la diferencia entre esfuerzo y circunstancias. Para ello se asume que la sociedad ha alcanzado un acuerdo político sobre la lista de circunstancias. Una segunda dificultad es cómo comparar los resultados obtenidos entre individuos. Para ello, se agrupa a los individuos por circunstancias y luego se realizan comparaciones entre individuos con diferentes circunstancias. El paso final es el cálculo de la política asignativa de recursos entre grupos de circunstancias.

Describamos brevemente la teoría que está detrás del cálculo de la DO. Sea una población de individuos discreta de tamaño  $N$ , indexados por  $i \in \{1, \dots, N\}$ . La renta del individuo  $i$ ,  $y_i$ , es función de su esfuerzo,  $e_i$ , y de sus circunstancias,  $C_i$ :  $y_i = f(C_i, e_i)$ .<sup>8</sup> Asumimos que el esfuerzo es una variable continua y unidimensional, aunque su definición en términos vectoriales no cambiaría nuestro análisis (Roemer, 1998). Por su parte, tenemos un vector  $C_i$  de  $J$  elementos (circunstancias) para cada individuo  $i$ . Finalmente, se considera que las circunstancias son exógenas, mientras que el esfuerzo ejercido por los agentes económicos estará influenciado, entre otros factores, por las circunstancias. Así, la renta del individuo  $i$  se expresaría de la siguiente forma:

$$y_i = f(C_i, e_i(C_i)).$$

Partimos la población en  $M$  grupos (o tipos) mutuamente exclusivos y exhaustivos,  $\Gamma = \{H_1, \dots, H_M\}$ , donde todos los individuos de un mismo grupo  $m$  tienen

---

<sup>7</sup> Ver, entre otros, Roemer (1993, 1996, 1998 y 2002), Van de Gaer (1993), Fleurbaey (1995 y 2008), O'Neill et al. (2000), Van de Gaer et al. (2001), Roemer et al. (2003), Ruiz-Castillo (2003), Peragine (2002 y 2004), Checchi y Peragine (2005), Betts y Roemer (2007), Moreno-Ternerero (2007), Ooghe et al. (2007), Fleurbaey y Maniquet (2007), Bourguignon et al. (2007a y 2007b), Lefranc et al. (2008 y próximamente), Rodríguez (2008), Ferreira y Gignoux (2008) y Cogneau y Mesplé-Somps (2009).

<sup>8</sup> El talento podría considerarse en principio como una circunstancia más, sin embargo, quitando algunas excepciones de inteligencia natural, el talento puede reflejar el esfuerzo pasado de una persona durante su niñez. Adoptamos esta aproximación, por lo que incluimos el talento en el esfuerzo.

las mismas circunstancias:  $H_1 \cup H_2 \cup \dots \cup H_M = \{1, \dots, N\}$ ,  $H_r \cap H_s = \emptyset$ ,  $\forall r$  y  $s$ , y  $C_i = C_k$ ,  $\forall i$  y  $k$  |  $i \in H_m$  y  $k \in H_m$ ,  $\forall m$ . Además, asumimos que la distribución de esfuerzo de los individuos del tipo  $m$  es  $F^m$  y que  $e^m(\pi)$ , representa el nivel de esfuerzo ejercido por el individuo situado en el cuantil  $\pi^{th}$  de dicha distribución de esfuerzo, con  $\pi \in [0, 1]$ . Dado el tipo  $m$ , podemos entonces definir el nivel de renta alcanzado por el individuo situado en el cuantil  $\pi^{th}$  como  $v^m(\pi) = y^m(e^m(\pi))$ . De esta forma, el orden de rentas y esfuerzos dentro de cada tipo coincide, puesto que, considerado un tipo particular, la renta es determinada exclusivamente por el esfuerzo.<sup>9</sup> En general, se dice que hay igualdad de oportunidades cuando la renta obtenida por un individuo es independiente de su origen social (Bourguignon et al., 2007a y Lefranc et al., 2008). En sentido estricto, esto se traduciría en la siguiente condición:

$$F^m(y) = F^k(y), \forall m, k | H_m \in \Gamma, H_k \in \Gamma. \quad (1)$$

Toda vez que dispongamos de la distribución de rentas por tipos, podríamos realizar contrastes de dominancia estocástica de primer y segundo orden entre tipos. Sin embargo, el criterio de dominancia estocástica es parcial e incompleto, puesto que las funciones de distribución pueden cortarse (Atkinson, 1970). Además, cuando el número de circunstancias es grande, el número de observaciones por tipo será pequeño lo que imposibilitará en la práctica la estimación de las funciones de distribución. Una alternativa a usar las distribuciones de renta, es el considerar un momento particular de estas, por ejemplo la media. Así, dado  $\pi \in [0, 1]$ , consideramos

$$\mu = (\mu^1, \dots, \mu^M) = \left( \int_0^1 v^1(\pi) d\pi, \dots, \int_0^1 v^M(\pi) d\pi \right), \quad (2)$$

el vector  $M$ -dimensional de rentas medias de los distintos tipos. Cada elemento del vector  $\mu$  sería la renta esperada de cada categoría de origen o tipo. Entonces, para que exista igualdad de oportunidades es condición necesaria (aunque no suficiente) que los elementos del vector  $\mu$  sean iguales, esto es:

$$\mu^m(y) = \mu^k(y), \forall m, k | H_m \in \Gamma, H_k \in \Gamma. \quad (3)$$

---

<sup>9</sup> Esta propiedad es equivalente al axioma *estrictamente creciente* de la literatura de DO (véase O'Neill et al., 2000).



Tomando el vector de medias como referencia, Van de Gaer (1993) propuso maximizar la renta media mínima:

$$Min(\mu) = \min_m \left\{ \int_0^1 v^m(\pi) d\pi \right\}. \quad (4)$$

Van de Gaer propuso utilizar la función mínimo para respetar el principio Rawlsiano del *maximin*. Otros muchos autores, como Checchi y Peragine (2005), Moreno-Ternero (2007), Rodríguez (2008), Ferreira y Gignoux (2008) y Marrero y Rodríguez (2010) han propuesto utilizar un índice de desigualdad, como el Gini o el Theil 0. Una ventaja de esta propuesta es que el cálculo estaría menos expuesto a valores extremos al considerar todos los elementos del vector de medias  $\mu$ , y no solo su elemento mínimo.

En resumen, sea  $\chi$  el espacio de las distribuciones conjuntas de renta y circunstancias  $\{y, C\}$  y  $\delta$  el espacio de particiones posibles de la población, entonces, dado  $IO: \chi \times \delta \rightarrow R^+$ , tenemos que

$$IO = I(\mu) \quad (5)$$

es una medida de DO, donde  $I$  es un índice de desigualdad concreto. De todos los posibles índices de desigualdad que cumplen los principios básicos de la literatura de desigualdad,<sup>10</sup> escogemos la clase de índices de Entropía Generalizada que son descomponibles aditivamente (Bourguignon, 1979; Shorrocks, 1980; Cowell, 1980). Entre estos, nos quedamos con la *desviación media logarítmica* o Theil 0,  $T_0$ ,<sup>11</sup> debido a que sólo utiliza pesos poblacionales y su descomposición es independiente de la forma de descomponer (Foster y Shneyerov, 2000).<sup>12</sup> La descomposición de este índice en un componente de desigualdad entre-grupos y otro de desigualdad intra-grupos es:

$$T_0(Y) = T_0(\mu) + \sum_{m=1}^M \frac{n^m}{N} T_0(y^m) \quad (6)$$

<sup>10</sup> El principio de transferencias progresivas, simetría, invarianza ante cambios de escala y réplica de la población (Cowell, 1995; Sen y Foster, 1997).

<sup>11</sup> Su expresión es:  $T_0(Y) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln(\mu_Y / y_i)$ , y toma valores entre 0 y  $\ln(N)$ , donde  $N$  es el tamaño poblacional, y  $\mu_Y$  es la media de la población  $Y$ .

<sup>12</sup> El resto de índices de Entropía Generalizada utilizan pesos basados no solo en los porcentajes poblacionales de cada grupo o tipo, sino también en sus porcentajes de renta. De esta forma, estos índices dan más importancia a las rentas altas.

donde  $n^m$  representa la población del grupo o tipo  $m$ . El índice de desigualdad entre-grupos sería nuestro índice de DO (en realidad, una cota inferior de la DO), al venir conformados los grupos por las circunstancias individuales que se observan. Por su parte, la desigualdad intra-grupos se puede considerar, de manera general, como la desigualdad debida al esfuerzo. Somos conscientes de que puede contener otros elementos debido a las circunstancias no observadas y/o a la suerte. Por esto, centramos nuestro análisis en la desigualdad agregada y en la DO estimada.

La desigualdad entre-grupos puede estimarse no paramétricamente (Checchi y Peragine, 2005; Lefranc et al., 2008; Marrero y Rodríguez, 2010). El problema con esta metodología surge cuando el número de circunstancias es elevado, tal y como ocurre en nuestro caso, ya que esto podría provocar que el número de observaciones por tipo sea pequeño, causando falta de precisión en los valores estimados. Una forma de evitar este problema es aplicando técnicas paramétricas, como las propuestas por Bourguignon et al. (2007b) y Ferreira y Gignoux (2008), que logran estimaciones eficientes. Resumimos muy brevemente esta metodología.

Las especificaciones paramétricas parten de suponer que la renta del individuo  $i$  es  $y_i = f(C_i, e_i(C_i, u), v)$ , donde  $u$  y  $v$  son términos que representan factores aleatorios como la suerte, además de posibles factores no observados. Si ahora consideramos la forma reducida de la expresión anterior,  $y = \Phi(C, \varepsilon)$ , podemos estimar por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) la ecuación log-lineal

$$\ln y = C\lambda + \varepsilon . \quad (7)$$

De esta forma, una vez descontada la dispersión intra-grupos, la estimación por MCO nos daría una aproximación a las rentas de los individuos,  $\hat{\mu}_i = \exp[C_i \hat{\lambda}]$ . A partir de las rentas individuales así estimadas obtenemos directamente el vector  $\hat{\mu} = \left( \hat{\mu}^1, \dots, \hat{\mu}^M \right)$ , el cual es una versión paramétrica del vector  $\mu$ . Finalmente, calculamos la DO como  $IO = T_0(\hat{\mu})$ .

### 2.3. La DO en Europa

Las estimaciones de la DO para los distintos países de la UE analizados se presentan en la Tabla 1 y en la Figura 1. Además, se presentan las estimaciones de los errores estándar obtenidas por bootstrapping según la fórmula (Davison and Hinkley, 2005):

$$\hat{\sigma}(\hat{T}) = \sqrt{\frac{1}{R-1} \sum_{r=1}^R \left( T_0^* - \bar{T}_0^* \right)^2}, \quad (8)$$

donde  $R$  es el número de replicas.<sup>13</sup> Para el cálculo de los índices de DO hemos seguido la metodología comentada en el apartado anterior, presentando las regresiones auxiliares de (7) para cada país en el Apéndice A.<sup>14</sup> A tenor de los resultados de estas regresiones se observa que, en general, la educación del padre y de la madre tienen una incidencia positiva sobre la renta de los hijos, siendo esta creciente con el nivel educativo alcanzado por el padre y/o la madre. Tomado el grupo de trabajadores del sector agrícola, forestal y de la pesca como grupo de referencia, todas las demás ocupaciones salvo la ocupación elemental tienen un efecto positivo sobre los ingresos de los hijos. Por el contrario, haber sufrido dificultades económicas en el hogar de pequeño y tener un origen fuera de la Unión Europea son características con un efecto claramente negativo sobre la renta.

En la Tabla 1 se muestra la desigualdad total según el Theil 0, los índices de DO, el porcentaje que representa la DO sobre la desigualdad total, la posición y, finalmente, el tamaño muestral. En primer lugar cabe resaltar que la posición de un país puede cambiar significativamente según se considere la desigualdad total o la DO. Por ejemplo, Suecia, Francia, Irlanda y España pasan a ocupar posiciones significativamente inferiores cuando miramos a la DO en lugar de la desigualdad total. En sentido contrario nos encontramos a países como Alemania, Finlandia, Eslovaquia, Noruega y Letonia.

En segundo lugar, destacamos que los países nórdicos son los que menor DO presentan, mientras que los países mediterráneos son los que mayor DO tienen.<sup>15</sup>

---

<sup>13</sup> En nuestros cálculos hemos supuesto  $R = 1000$ . Cowell y Flachaire (2007) encuentran que, en general, la técnica bootstrap mejora el rendimiento numérico de los tests de significación. Además, esta técnica garantiza un mayor nivel de aproximación a los intervalos de confianza nominales cuando los tamaños muestrales son pequeños (Davison and Hinkley, 2005).

<sup>14</sup> Cuando no se presenta el coeficiente estimado de una variable explicativa es porque no hay observaciones con esa circunstancia en la muestra.

<sup>15</sup> Un resultado similar, usando otras bases de datos ya fue apuntado por Roemer et al. (2003) y Rodríguez (2008).

Ocupando una posición intermedia estarían los países centroeuropeos, mientras que los países del Este de Europa se reparten por toda la distribución. Esta ordenación se aprecia claramente en la Figura 1, que ordena a los países europeos de menor a mayor DO. Por último, destacamos que el ratio medio de DO en Europa es aproximadamente un 9%, variando este entre el 2% de Dinamarca y el 22% de Portugal.<sup>16</sup> Además, se observa que en términos porcentuales, la posición relativa de los países, con la excepción de Hungría, se mantiene.

**Tabla 1.** Índices de desigualdad de oportunidades en Europa.  
(Standard errors in parenthesis)

Index	Austria	Belgium	Czec R.	Denmark	Estonia	Finland	France	Germany	Greece	Hungary	Ireland	Italy
<b>Theil 0</b>	0.1203 (0.0064)	0.2293 (0.1131)	0.1196 (0.0077)	0.0689 (0.0086)	0.1985 (0.0115)	0.1266 (0.0126)	0.1096 (0.0036)	0.1351 (0.0069)	0.2127 (0.0130)	0.1314 (0.0074)	0.1874 (0.0171)	0.1909 (0.0070)
<b>IO</b>	0.0063 (0.0012)	0.0127 (0.0029)	0.0072 (0.0016)	0.0013 (0.0009)	0.0218 (0.0047)	0.0038 (0.0011)	0.0097 (0.0011)	0.0028 (0.0006)	0.0230 (0.0034)	0.0156 (0.0018)	0.0250 (0.0035)	0.0222 (0.0021)
<b>Ratio (%)</b>	5.24 (0.99)	5.54 (4.31)	6.02 (1.30)	1.89 (0.96)	10.98 (1.96)	3.00 (0.89)	8.85 (1.00)	2.07 (0.45)	10.81 (1.53)	11.87 (1.30)	13.34 (1.97)	11.63 (1.00)
<b>T0 position</b>	7	20	6	1	15	8	5	12	17	10	13	14
<b>IO position</b>	7	12	8	1	15	3	11	2	17	13	19	16
<b>N</b>	2156	1839	1589	1241	1377	1981	3725	4256	2126	2590	1452	8640

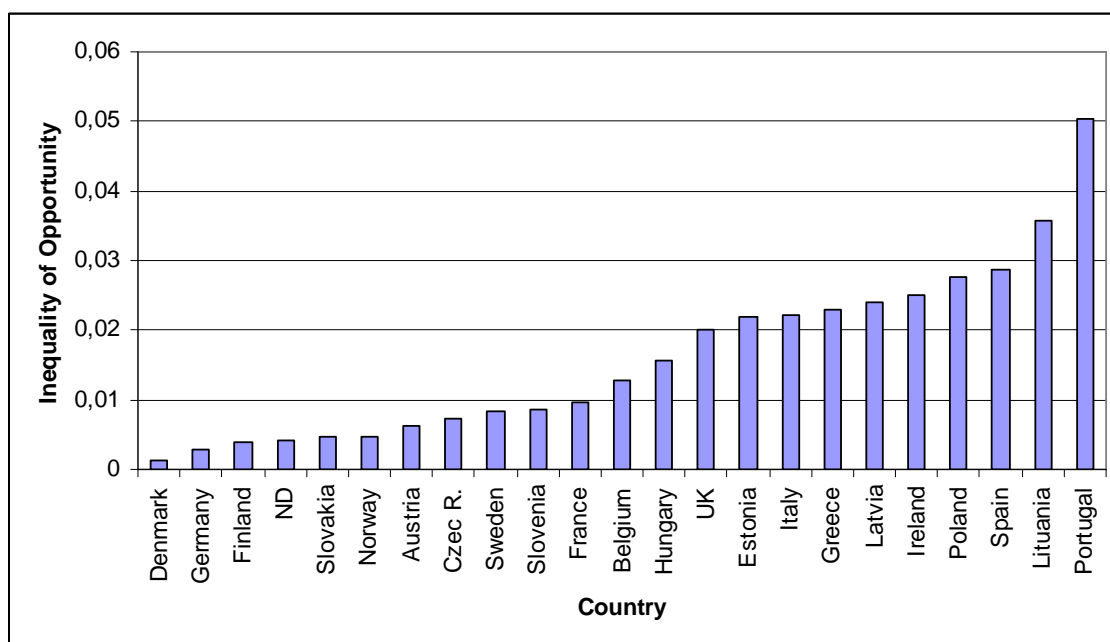
	Latvia	Lituania	ND	Norway	Poland	Portugal	Spain	Slovakia	Slovenia	Sweden	UK
<b>Theil 0</b>	0.2995 (0.0242)	0.2482 (0.0144)	0.0884 (0.0051)	0.1315 (0.0187)	0.2671 (0.0072)	0.2264 (0.0112)	0.2144 (0.0081)	0.1301 (0.0084)	0.1095 (0.0156)	0.0873 (0.0057)	0.2047 (0.0148)
<b>IO</b>	0.0239 (0.0078)	0.0358 (0.0065)	0.0042 (0.0011)	0.0048 (0.0035)	0.0276 (0.0027)	0.0503 (0.0060)	0.0286 (0.0023)	0.0047 (0.0014)	0.0087 (0.0070)	0.0084 (0.0016)	0.0201 (0.0034)
<b>Ratio (%)</b>	7.98 (2.48)	14.42 (2.15)	4.75 (1.17)	3.65 (2.36)	10.33 (0.94)	22.22 (2.21)	13.34 (1.06)	3.61 (0.97)	7.95 (4.61)	9.62 (1.84)	9.82 (1.54)
<b>T0 position</b>	23	21	3	11	22	19	18	9	4	2	16
<b>IO position</b>	18	22	4	6	20	23	21	5	10	9	14
<b>N</b>	1159	1702	1695	1424	6056	1654	5389	2293	1342	1393	1875

A tenor de estos resultados, existe un amplio margen para implantar en Europa políticas reductoras de la DO que, al mismo tiempo, no reduzcan el esfuerzo individual y, por derivación, el crecimiento económico. En la próxima sección evaluamos, a la luz de lo acontecido en Europa en la última década, que políticas podrían ser estas.

<sup>16</sup> Es interesante señalar que Checchi y Peragine (2005) encuentran para Italia un porcentaje algo menor al 10%, mientras que Ferreira and Gignoux (2009) encuentran para seis países de Latinoamérica (Brasil, Colombia, Ecuador, Guatemala, Panamá y Perú) porcentajes entre el 20% y el 33%.

En la siguiente sección presentamos un breve resumen de la literatura que estudia la relación entre desigualdad y desarrollo con el objeto de sentar las bases del análisis que realizamos en la sección 4.

**Gráfico 1.** Desigualdad de oportunidades en Europa (2005)



### 3. Antecedentes: la hipótesis de Kuznets y la hipótesis de Kutnets ampliada

La hipótesis de Kuznets (1955) sostiene que el desarrollo económico es un factor determinante de los niveles de desigualdad de una economía en el largo plazo, teniendo esta relación forma de U-invertida. Sin embargo, no existe una teoría que fundamente la relación existente entre desarrollo y DO a largo plazo. Por ello, aún cuando no es el objetivo principal del artículo, haremos algunas reflexiones al respecto, basándonos en los argumentos utilizados por Kuznets en su propuesta para la desigualdad total.

Al comienzo del desarrollo, los recursos importantes son, en primer lugar, la tierra y, en segundo lugar, el capital físico. Estos recursos están muy concentrados, lo que hace que pocas personas obtengan un alto rendimiento de ellos. En estos inicios, la desigualdad agregada sería pequeña, pero estaría en su mayor parte explicada por la DO debido a que la renta estaría determinada principalmente por las condiciones iniciales u

origen social de los individuos. A medida que la economía se desarrolla, hay un movimiento de los trabajadores hacia el sector industrial, en donde hay un abanico salarial más amplio y mayores oportunidades. A resultas de ello, aumenta la dispersión salarial y, por tanto, la desigualdad total (estaríamos en el tramo creciente de la U-invertida), mientras que la DO se reduce al aumentar las oportunidades de los individuos. En este tramo inicial, el aumento de la desigualdad debida al esfuerzo (y otros posibles factores) más que compensaría la caída de la DO.

Posteriormente, la productividad marginal decreciente del capital hace que su rendimiento (acumulado por unos pocos) disminuya, que el capital se distribuya entre la población en mayor medida y que la diferencia salarial entre trabajadores cualificados y no cualificados se reduzca. Al mismo tiempo, la DO seguiría disminuyendo. Por tanto, la desigualdad total disminuiría porque sus dos componentes principales estarían cayendo. Estaríamos en el tramo decreciente de la U-invertida.

En las tres últimas décadas, sin embargo, los países más desarrollados han experimentado un incremento en su desigualdad agregada (ver, por ejemplo, Atkinson, 1996). La proliferación de sectores tecnológicos (Eicher, 1996, Aghion et al., 2002) y la liberalización del comercio (Wood y Ridao, 1996) son algunos de los factores apuntados para explicar esta ampliación de las diferenciales salariales. No obstante, los factores desencadenantes de este aumento de la desigualdad agregada tienen más que ver con la desigualdad de esfuerzo que con la DO. Nuestro supuesto es, por tanto, que la DO es siempre decreciente con el desarrollo. La U-invertida de Kuznets (y el repunte posterior de la desigualdad) vendría explicada por la evolución de la desigualdad debida al esfuerzo, y no tanto por la evolución de la DO.

Además del grado de desarrollo de un país, se han encontrado evidencias sobre otros factores que ayudarían a explicar las diferencias de desigualdad observadas entre países. En este sentido, Milanovic (1994) propuso una *hipótesis de Kuznets ampliada*. Así, la desigualdad estaría determinada por factores ‘*dados*’ (de largo plazo), que tienen que ver con los recursos del país, el grado de desarrollo, las normas sociales, etc., y por factores de corto plazo, como la educación, el funcionamiento del mercado laboral, las políticas de gastos e impuestos, etc. Los factores ‘*dados*’ cambiarían lentamente y serían difícilmente modificables en el corto plazo, mientras que los factores de corto plazo

cambiarían más rápidamente y tendrían efectos que podrían llegar a ser permanentes. El trabajo de Milanovic concluye que estos factores de corto plazo ganan en relevancia entre los países más desarrollados. Así, los países menos desarrollados tienen una menor capacidad para reducir la desigualdad agregada en el corto plazo, puesto que los factores “dados” son más importantes. Por otro lado, las sociedades más avanzadas reducen su nivel de desigualdad no sólo por motivos económicos sino también porque deciden tener menos desigualdad e implementan políticas específicas a tal efecto.<sup>17</sup> Recientemente, Perugini and Martino (2008) han caracterizado los factores que explican la desigualdad agregada entre regiones europeas, distinguiendo también entre factores de largo y corto plazo.

El objetivo de este trabajo es caracterizar aquellos factores que influyen en mayor medida sobre los niveles de DO observados en los países europeos. Desafortunadamente, no disponemos de modelos teóricos que distingan entre factores que afectan a la desigualdad agregada y factores que afectan a la DO. Tampoco hay trabajos empíricos de referencia que caractericen los factores que afectan a la DO. Por todo ello, nos centraremos en aquellos factores que tradicionalmente han sido utilizados en la caracterización de la desigualdad agregada: grado de desarrollo económico, políticas públicas, educación y funcionamiento del mercado laboral. Con el objeto de entender mejor los resultados, los compararemos con los obtenidos para la desigualdad agregada, remarcando las principales diferencias encontradas.

#### **4. Patrones económicos y políticos de la DO**

Nuestro estudio considera como variable dependiente, *INEQ*, un índice de desigualdad (total y de DO) medido para 23 países Europeos en 2005 (ver sección 2). Dado que nuestro objetivo es entender los factores explicativos de las diferencias observadas en la desigualdad entre países, las variables explicativas estarán medidas con anterioridad a 2005. En particular, tomamos 1998 como año de referencia por ser este un año en el que

---

<sup>17</sup> Siguiendo una línea similar, Tanzi (1998) discute los determinantes de la desigualdad y distingue entre las fuerzas de mercado, las normas sociales, el papel del gobierno y la propiedad del capital (físico y humano). También enfatiza que los factores que determinan la desigualdad cambian a medida que el país se desarrolla. Entre los países más pobres, las normas sociales, el desarrollo económico y la propiedad de bienes tangibles (tierra y capital físico) explicarían la desigualdad, mientras que entre los países ricos, estos factores se convierten en menos importantes, y pasan a ser factores como la distribución del capital humano, los cambios económicos (procesos de privatización, desarrollo tecnológico, liberalización del comercio, etc.) y las políticas gubernamentales los más importantes.

comienzan numerosas series.<sup>18</sup> Véase el Apéndice B para un mayor detalle de los datos usados en esta parte del trabajo. Esta estrategia además reduce el posible sesgo derivado de los problemas de endogeneidad y errores de medida (Barro and Sala-i-Martin, 1991, y Partridge, 1997, entre otros), por lo que el procedimiento de MCO será un procedimiento apropiado.

Debido a nuestro reducido tamaño muestral, estimaremos modelos muy parsimoniosos. Basándonos en la hipótesis de Kuznets, comenzamos por el modelo más simple, que incluirá sólo el grado de desarrollo de los países (DEV) y un término cuadrático:

$$INEQ_i = \alpha + \beta_1 \cdot DEV_i + \beta_2 DEV_i^2 + \varepsilon_i \quad (9)$$

En el segundo grupo de modelos, además del grado de desarrollo, incluiremos cada uno de los factores de corto plazo a considerar, pero de manera individual. Cuatro van a ser estos factores: el funcionamiento del mercado laboral, los niveles de educación, el gasto público social y el sistema impositivo. Así, en estos ‘modelos ampliados’ estimaremos un modelo para cada factor X:

$$INEQ_i = \alpha + \beta_1 \cdot DEV_i + \beta_2 DEV_i^2 + \delta \cdot X_i + \varepsilon_i \quad , \quad (10)$$

Nótese que la interpretación del coeficiente  $\delta$  en (10) es distinta a la de un modelo enteramente especificado. En el enteramente especificado,  $\delta$  mediría el efecto *parcial* que la variable  $X$  ejerce sobre la desigualdad, manteniendo constantes el resto de variables. Sin embargo, en (10)  $\delta$  mide el efecto *global* de  $X$ , sólo corregido por  $DEV$  y su término cuadrático. El efecto global es la suma del efecto parcial y de todos aquellos efectos indirectos que provengan de la correlación existente entre la propia  $X$  y otras variables que afecten a la desigualdad y que no estén incluidas en el modelo. Para nuestros propósitos, que no es otro que caracterizar las diferencias de la desigualdad en base a variables de política, educación, etc., la interpretación de estos coeficientes globales es suficiente. No obstante, al final de esta sección, y a modo ilustrativo, presentaremos los resultados de un modelo más completo, donde se especifican más

---

<sup>18</sup> Cuando ha sido posible, hemos considerado 1995 o 2000, aunque los resultados cambian muy poco.



variables explicativas.<sup>19</sup> Por último, en la Sección 5 haremos un análisis estadístico comparando los residuos del modelo (9) y los del (10), para las distintas variables explicativas consideradas, con el fin de dar robustez a los resultados alcanzados en esta sección.

#### 4.1. Development

Existen muchas variables que pueden ser usadas para reflejar el grado de desarrollo de un país. Las más utilizadas son el PIB por habitante ajustado por PPP (purchasing power parity), el porcentaje de trabajo concentrado en el sector agrícola y el porcentaje de trabajo concentrado en el sector servicios. Al estar estos indicadores altamente correlados, seguimos la estrategia de Perugini and Martino (2008), los cuales utilizan como indicador de desarrollo el primer componente principal (CP) de estas variables. En nuestro caso, el primer CP explica casi el 90% de la variabilidad conjunta en 1998.<sup>20</sup>

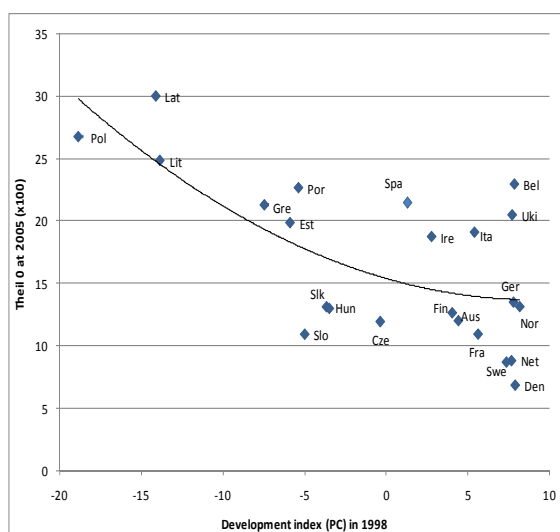
En las Figuras 2a y 2b mostramos las nubes de puntos entre la desigualdad total y el indicador de desarrollo, y la DO y el indicador de desarrollo, respectivamente. La Tabla 2 presenta las estimaciones del modelo (9). Según estos análisis, la relación entre desigualdad y desarrollo es negativa, lo que es consistente con estar en el tramo decreciente de la U-invertida de Kuznets. Por su parte, el ajuste cuadrático, convexo para la desigualdad total y cóncavo para la DO, no resulta significativo. Sin embargo, si omitimos los países con menor desigualdad (Suecia, Dinamarca, Holanda y Noruega), la relación convexa para la desigualdad total pasa a ser significativa, mientras que la relación para la DO sigue siendo lineal y negativa. La evidencia encontrada es consistente con los argumentos dados en la sección anterior sobre la DO y sobre un posible repunte de la desigualdad total por países a partir de niveles altos de desarrollo. Estos resultados se ven reforzados cuando incluimos otras variables explicativas en el modelo, tal y como veremos en las siguientes sub-secciones.

---

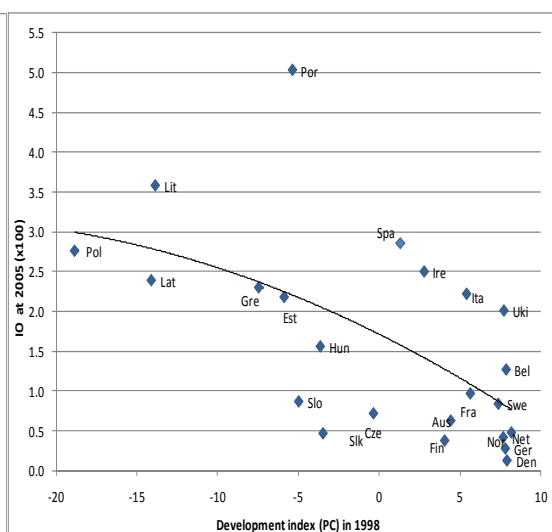
<sup>19</sup> Debido al pequeño número de grados de libertad y a la posible colinealidad entre los factores considerados, lo más importante será observar el grado de ajuste global alcanzado por nuestras regresiones, dado que dicho ajuste global no se ve afectado por la escasez de grados de libertad.

<sup>20</sup> Perugini and Martino (2008) también usan la densidad poblacional de la región como indicador de desarrollo. Sin embargo, a nivel de país creemos que la densidad no es un buen indicador de desarrollo, al ser esta una variable muy sesgada por los Km<sup>2</sup> del país y por la dispersión geográfica entre sus regiones. Por ejemplo, la densidad en regiones de Finlandia, Suecia o Noruega puede ser grande, pero a nivel del país es muy baja. De hecho, ésta es muchísimo menor que la densidad de Grecia, Portugal o España, y para nada los primeros son países menos desarrollados que los segundos.

**Figure 2a.** Development and inequality



**Figure 2b.** Development and IO



**Table 2.** Development and Inequality

	Total inequality	Inequality of Opportunity
	15.3930 (***)	1.7131 (***)
Const.	(1.4552)	(0.3688)
	-0.3744 (**)	-0.10123 (***)
DEV	(0.1432)	(0.0285)
	0.0205	-0.0018
DEV^2	(0.0155)	(0.0032)
R2	0.4582	0.3500
R2-adj.	0.4040	0.2850

Standard deviation in parenthesis

Significant at 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) and 10% (\*)

Con relación a la DO, centro de nuestra atención, destacamos que todos los países del Este, a excepción de Lituania, están localizados por debajo de la curva de regresión, lo que indica que sus niveles de DO son inferiores a los esperados según su grado de desarrollo. Su origen comunista y las grandes oportunidades que se han creado en estas economías tras la ampliación de la EU podrían explicar esta situación, aunque factores relacionados con la educación, el mercado de trabajo, etc. podrían también tener su incidencia como veremos en las siguientes sub-secciones. Entre los países más desarrollados, podemos distinguir claramente tres grupos: Dinamarca, Finlandia,

Austria, Alemania, Noruega y Holanda, cuyos niveles de DO condicionados a su nivel de desarrollo son inferiores a lo esperado; Reino Unido, Italia, Irlanda, España, Portugal y, en menor medida, Bélgica, cuyos niveles de DO condicionados son superiores a lo esperado; y, Suecia, Francia y Grecia que están muy cerca de la regresión. A pesar de haber encontrado ciertos patrones geográficos y de desarrollo comunes entre los países europeos, queda aún mucho por explicar concerniente a las diferencias observadas en desigualdad y DO para estos países.

#### **4.2. Labor market performance**

Desde un punto de vista teórico, la relación entre el mercado de trabajo y la desigualdad es compleja y no concluyente (Burniaux et al., 2006). Por un lado, un mejor funcionamiento del mercado laboral tiene que ver con una menor exclusión y, por tanto, con una menor desigualdad. Este mismo razonamiento se podría aplicar a la DO si el mercado de trabajo favoreciera la inclusión de aquellos sectores poblacionales con, a priori, menos oportunidades: inmigrantes, jóvenes y mujeres. Por otro lado, la inclusión laboral podría presionar al colectivo de trabajadores menos cualificados, incrementando las diferencias salariales entre estos y los más cualificados (Topel, 1994).

Existe un gran número de variables que hacen referencia al funcionamiento del mercado de trabajo (véase Apéndice B). Como punto de partida, seguimos a Perugini and Martino (2008) y consideramos como medida agregada del funcionamiento de este mercado el primer componente principal (*Labor\_MK\_PC*) de las siguientes cuatro variables: la tasa de empleo total, la tasa de desempleo total, la tasa de empleo femenina y el desempleo de larga duración.<sup>21</sup> Pero hacemos notar que, de estas cuatro variables, las dos primeras reflejan aspectos agregados del mercado laboral, mientras que las dos últimas captan aspectos más concretos del mismo. Distinguir entre unos y otros aspectos es muy interesante, ya que, por el propio concepto de DO, deberían ser las políticas concretas dirigidas a los colectivos desfavorecidos por las circunstancias las que deberían incidir en mayor medida sobre la DO. Por ello, realizamos también un análisis pormenorizado para cada una de estas cuatro variables por separado. Además,

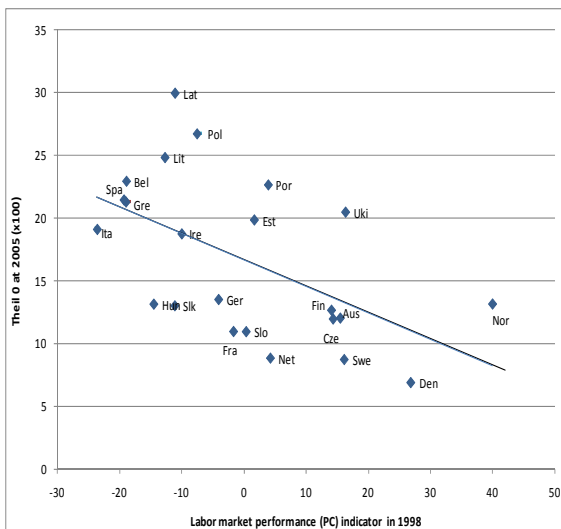
---

<sup>21</sup> El primer componente principal explica casi un 90% de la variabilidad común de estas variables para 1998.

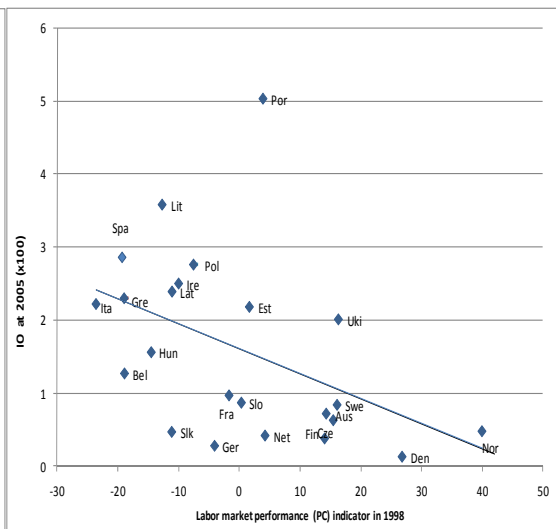
consideramos los siguientes diferenciales de tasas de paro: entre menores de 40 y mayores de 40 años y entre los trabajadores con mayor nivel de educación (secundaria superior y terciaria) y menor nivel de educación (primaria o menos).<sup>22</sup> Estos diferenciales pueden interpretarse como proxies a los premios por edad (o experiencia) y educación, respectivamente.

Los gráficos 3a y 3b muestran la relación de la desigualdad total y la DO con *Labor\_MK\_PC*. Nótese que para la DO, Portugal está muy por encima de la recta de regresión, lo que podría afectar a las estimaciones de los parámetros. Por ello, las Tablas 3a y 3b presentan las estimaciones del modelo (10) para la desigualdad agregada y la DO, respectivamente, con y sin la dummy de Portugal.

**Figure 3a.** Labor market and inequality



**Figure 3b.** Labor market and IO



En primer lugar, destacamos que, efectivamente, el modelo con la dummy de Portugal mejora notablemente la significación de las variables de mercado laboral respecto a la DO. En segundo lugar, usando la variable agregada *Labor\_MK\_PC* los resultados apuntan a que un mejor funcionamiento del mercado laboral ayudaría a reducir la desigualdad y la DO. En tercer lugar, de las variables que componen

<sup>22</sup> En el análisis se incluyó también la diferencia de tasa de paro entre mujeres y hombres, sin embargo, los resultados no fueron significativos.

*Labor\_MK\_PC*, la tasa de empleo femenino y el desempleo de larga duración, con coeficientes negativos y positivos, respectivamente, son variables claramente más significativas y robustas a la inclusión o no de la dummy de Portugal que la tasa de desempleo y empleo total. Por tanto, nuestros resultados apuntarían a que las variables relacionadas con la estructura del mercado laboral tienen mayor incidencia sobre la DO que las variables agregadas. Para incidir algo más en este aspecto, comentamos también los resultados para los diferenciales de la tasa de paro por grupos de edad y educación (véase últimas cuatro columnas de las Tablas 3a y 3b).

**Table 3a. Labor market and total inequality**

	Labor Mk PC		Unempl. rate		Empl. rate		Empl. rate fem.		Long-run unemp.		Dif. unemp. Age		Dif. unemp. Education	
Const.	14.923*** (1.2596)	14.153*** (1.3798)	10.421** (3.1763)	7.134** (3.0543)	28.954** (11.300)	34.769*** (9.2826)	29.206*** (4.257)	30.112*** (4.2575)	7.115* (3.8434)	6.2023 (3.8879)	13.671*** (1.8864)	12.618*** (2.2915)	17.140*** (1.699)	16.353*** (2.5567)
DEV	-0.1952 (0.1559)	-0.1052 (0.1799)	-0.2555 (0.1616)	-0.1108 (0.190)	-0.2320 (0.1954)	-0.0805 (0.2148)	-0.2301 (0.1663)	-0.1453 (0.1896)	-0.2346 (0.1538)	-0.1752 (0.1802)	-0.3266** (0.1414)	-0.2549 (0.1739)	-0.457*** (0.1481)	-0.4033*** (0.1979)
DEV^2	0.0280* (0.0157)	0.0350** (0.0161)	0.0226 (0.0149)	0.0315** (0.0155)	0.0277 (0.0194)	0.0385* (0.0195)	0.0316 (0.0190)	0.0391** (0.0185)	0.0233 (0.0140)	0.0282* (0.0156)	0.0235 (0.0161)	0.0296* (0.0170)	0.0175 (0.0140)	0.0212 (0.0169)
X	-0.1525** (0.0614)	-0.1717*** (0.0597)	0.5492* (0.3204)	0.8092** (0.2831)	-0.2058 (0.1683)	-0.3071** (0.1374)	-0.2615*** (0.0858)	-0.2922*** (0.0858)	0.1812** (0.0854)	0.1888** (0.0849)	0.3377 (0.2100)	0.4202* (0.2243)	-0.1595** (0.0640)	-0.1189** (0.1004)
Dum_Por	--	7.5849*** (1.7835)	--	9.9547*** (2.4577)	--	9.166*** (2.5914)	--	7.6248*** (1.8397)	--	6.0314*** (1.7682)	--	6.7485*** (2.274)	--	3.6409*** (2.9145)
R2	0.581	0.636	0.524	0.608	0.506	0.578	0.594	0.650	0.563	0.598	0.491	0.534	0.489	0.500
R2-adj.	0.515	0.555	0.449	0.521	0.428	0.484	0.530	0.572	0.493	0.509	0.410	0.430	0.408	0.389

Standard deviation in parenthesis  
Significant at 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) and 10% (\*)

**Table 3b. Labor market and inequality of opportunity**

	Labor Mk PC		Unempl. rate		Empl. rate		Empl. rate fem.		Long-run unemp.		Dif. unemp. Age		Dif. unemp. Education	
Const.	1.6576*** (0.3685)	1.2951*** (0.3132)	1.6538* (0.9804)	0.3928 (0.5162)	1.8841 (2.9186)	4.2723*** (1.4811)	3.4785*** (0.7751)	3.9050*** (0.7215)	0.5332 (0.5841)	0.0300 (0.5025)	1.4218** (0.5256)	0.8664* (0.4742)	2.5683*** (0.3902)	2.0235*** (0.3965)
DEV	-0.0800** (0.0381)	-0.0377 (0.0342)	-0.0998** (0.0395)	-0.0442 (0.0297)	-0.0994** (0.0490)	-0.0372 (0.0315)	-0.0827** (0.0378)	-0.0429 (0.0337)	-0.0813** (0.0337)	-0.0485 (0.0338)	-0.0931*** (0.0315)	-0.0553** (0.0274)	-0.1414*** (0.0305)	-0.1045*** (0.0279)
DEV^2	-0.0009 (0.0035)	0.0024 (0.0031)	-0.0017 (0.0033)	0.0017 (0.0029)	-0.0016 (0.0038)	0.0027 (0.0031)	-0.0003 (0.0039)	0.0031 (0.0031)	-0.0014 (0.0030)	0.0013 (0.0031)	-0.0012 (0.0035)	0.0019 (0.0031)	-0.0032 (0.0021)	-0.0007 (0.0025)
X	-0.0180 (0.0110)	-0.0271*** (0.0091)	0.0065 (0.1003)	0.1063* (0.0582)	-0.0026 (0.0445)	-0.0442** (0.0196)	-0.0334* (0.0171)	-0.0478*** (0.0139)	0.0258** (0.0102)	0.0300*** (0.0106)	0.0571 (0.0599)	0.1006** (0.0457)	-0.0780*** (0.0215)	-0.0499*** (0.0136)
Dum_Por	--	3.5689*** (0.3746)	--	3.8192*** (0.4160)	--	3.7645*** (0.3967)	--	3.5896*** (0.3768)	--	3.3249*** (0.3906)	--	3.5582*** (0.4586)	--	2.5204*** (0.4291)
R2	0.3948	0.7130	0.3502	0.6705	0.3502	0.6654	0.4079	0.7304	0.4054	0.6899	0.3743	0.6877	0.5431	0.6823
R2-adj.	0.2992	0.6492	0.2476	0.5972	0.2476	0.5910	0.3144	0.6705	0.3115	0.6210	0.2755	0.6184	0.4710	0.6117

Standard deviation in parenthesis  
Significant at 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) and 10% (\*)

El diferencial de tasa de paro por edad presenta un coeficiente positivo en ambos casos, pero, para la DO es significativo tan sólo cuando se incluye la dummy de Portugal. Este resultado, aunque débil, indicaría que combatir el paro entre los jóvenes y reducir la posible brecha existente con la tasa de paro de los adultos, ayudaría a mejorar la DO. Por su parte, el diferencial de la tasa de paro entre los más y menos educados presenta un coeficiente negativo en ambos casos, pero es especialmente significativo para la DO. Así, una conclusión derivada de esta evidencia es que un mercado laboral que favorezca a los más educados incentivaría la adquisición de capital humano, reduciría su dispersión y de forma indirecta ayudaría a una menor DO.

### 4.3. Education

En teoría, mayores niveles de educación ayudarían a igualar la distribución inicial de capital humano, y por tanto a reducir una de las principales causas de la desigualdad en las economías desarrolladas (Tanzi, 1998). Las variables consideradas para medir la educación son las comúnmente utilizadas en la literatura (ver, por ejemplo, Barro, 2000): población con al menos el segundo grado de secundaria como porcentaje de la población mayor de 15 años, que denotamos por *Second* (niveles 3-6 en ISCED); población con al menos educación terciaria como porcentaje de la población mayor de 15 años, que denotamos por *Tertiary* (niveles 5-6 en ISCED); porcentaje de mujeres que alcanzan la educación secundaria (*Second Fem.*); por último, consideramos también una variable menos usada, pero muy importante, que es el abandono escolar (*Early Leaves*), la cual mide el porcentaje de población entre 18 y 24 años con tan sólo el nivel básico de educación secundaria o menos. Al igual que en los casos anteriores, podemos resumir la evolución de estas variables en su primer componente principal (*Education PC*).<sup>23</sup>

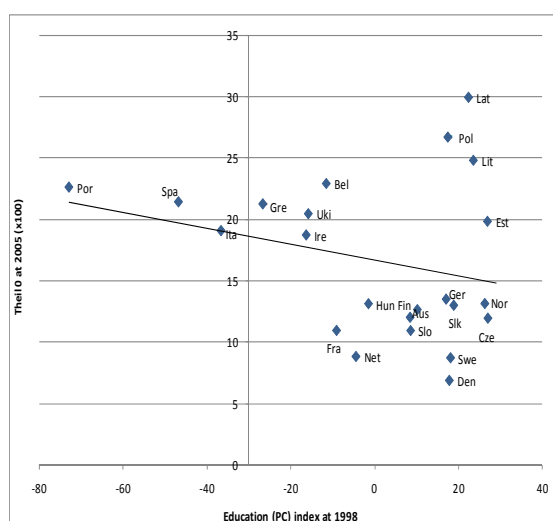
Los gráficos 4a y 4b muestran las nubes de puntos entre *Education PC*, la desigualdad total y la DO. El ajuste es negativo en ambos casos, aunque es mucho mejor para la DO. Para la DO, destacamos el buen ajuste de Grecia, España, Reino Unido y Hungría, así como la mejoría de Irlanda y especialmente Portugal, el cual

---

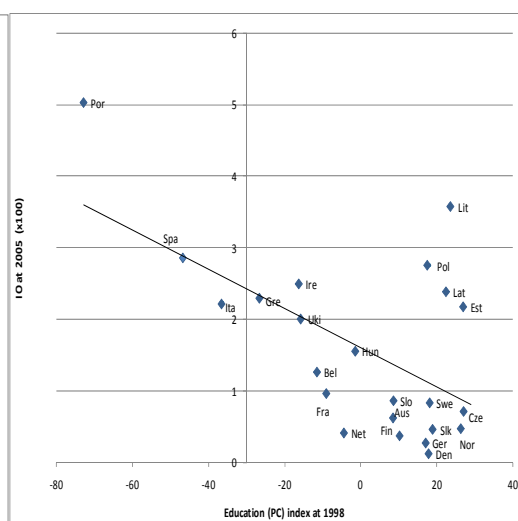
<sup>23</sup> El primer componente principal explica casi un 90% de la variabilidad común de estas variables para 1998.

recordemos era un claro anómalo en los gráficos 2b y 3b. Aunque no presentamos su nube de puntos, para la variable *Early Leaves*, cabe destacar que el ajuste de Portugal es casi perfecto. Las Tablas 4a y 4b resumen los resultados de las regresiones. Al igual que en los casos anteriores, consideramos las variables de desarrollo, su término cuadrático e incluimos una a una las variables de educación.

**Figure 4a.** Education and total inequality



**Figure 4b.** Education and IO



En primer lugar destacamos que, una vez controlado por los niveles de educación, la relación entre desarrollo y desigualdad tiene forma de U (véase término cuadrático positivo y significativo), mientras que entre desarrollo y DO se mantiene la relación es negativa y significativa, aunque el término cuadrático es claramente no significativo. Este resultado está en línea con lo argumentado en la Sección 3 y en la 4.1. En segundo lugar, destacamos que la mayoría de los coeficientes asociados a las variables de educación son muy significativos, especialmente los coeficientes del abandono escolar. Esto se aprecia en los elevados valores del  $R^2$  (y el  $R^2$ -ajustado) y en la notable mejoría respecto a los  $R^2$  alcanzados sin las variables de educación (comparar con la Tabla 2). Estas diferencias son en general mucho más destacadas para el caso de la DO. Por ejemplo, el  $R^2$  para la DO cuando incluimos en la regresión la variable *Early Leaves* supera el 85%. La educación terciaria es la única variable que es más significativa para explicar las diferencias en términos de desigualdad total que en

términos de DO. No obstante, en ambos casos, su signo es positivo, el contrario que el signo de la educación secundaria.

**Table 4a.** Education and total inequality

	Education PC	Secondary	Secondary Fem.	Early Leaves	Tertiary
Const.	14.5134*** (1.1284)	25.203*** (2.1876)	24.231*** (2.3383)	9.370*** (1.2524)	8.8386*** (2.2231)
DEV	-0.3257** (0.1485)	-0.3312** (0.1444)	-0.3405** (0.1522)	-0.2466* (0.1407)	-0.4266** (0.1237)
DEV^2	0.03455** (0.0156)	0.0344** (0.0154)	0.0341* (0.0170)	0.0317** (0.0114)	0.0201 (0.0131)
X	-0.1088*** (0.0245)	-0.1609*** (0.0353)	-0.1508*** (0.0409)	0.3383*** (0.0741)	1.2595** (0.4555)
R2	0.640	0.643	0.612	0.691	0.511
R2-adj.	0.583	0.587	0.551	0.642	0.433

Standard deviation in parenthesis

Significant at 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) and 10% (\*)

**Table 4b.** Education and IO

	Education PC	Secondary	Secondary Fem.	Early Leaves	Tertiary
Const.	1.4475*** (0.2249)	4.6642*** (0.4977)	4.4398*** (0.5752)	-0.0155 (0.2385)	0.4094 (0.6108)
DEV	-0.086*** (0.0241)	-0.0882*** (0.0232)	-0.0907*** (0.0256)	-0.0645*** (0.021)	-0.1116*** (0.0286)
DEV^2	0.0024 (0.0026)	0.0024 (0.0026)	0.0024 (0.0030)	0.0014 (0.0017)	-0.0018 (0.0029)
X	-0.0328*** (0.0058)	-0.0484*** (0.0086)	-0.0465*** (0.0104)	0.0971*** (0.0078)	0.2505* (0.1286)
R2	0.7843	0.7871	0.7328	0.8509	0.4042
R2-adj.	0.7503	0.7535	0.6906	0.8274	0.3101

Standard deviation in parenthesis

Significant at 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) and 10% (\*)



A la luz de estos resultados, evitar el abandono escolar y alcanzar un nivel de educación secundaria ayudaría a nivelar la distribución inicial de capital humano y a reducir de forma notable la desigualdad total y, sobre todo, la DO. Sin embargo, la educación terciaria, al complementar las actividades de innovación y de cambio tecnológico (Aghion et al., 1999), aumentaría los diferenciales de renta (Perugini and Martino, 2008). Esta variable tendría poca incidencia sobre la DO, pero sí la tendría sobre la desigualdad total, al aumentar el componente de desigualdad debido al esfuerzo.

#### **4.4. Public Expenditure in Social Protection and Taxes**

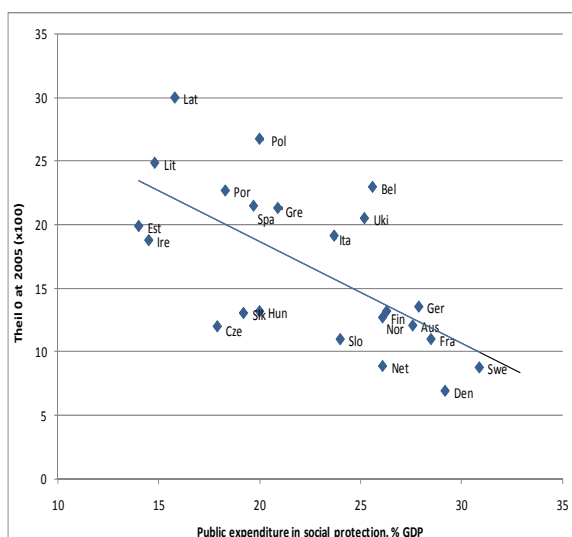
El gasto público en las partidas de protección social es el mecanismo más directo que tiene el sector público para conseguir reducir la desigualdad. Lo que no es tan evidente es si las distintas partidas (subsidio de desempleo, gasto en cuidado de niños, sanidad, discapacidad, etc.) tienen el mismo efecto sobre la desigualdad. Podría incluso suceder que algunas tuvieran efectos sobre la desigualdad total pero no sobre la DO. Como variable agregada, consideramos el gasto total en protección social como porcentaje del PIB. Además, consideramos de manera individual las diferentes partidas de gasto, todas medidas como porcentaje de PIB: cuidado de niños; discapacidad y bajas laborales; exclusión social; salud; vejez; y desempleo.

Los gráficos 5a y 5b muestran las nubes de puntos entre el gasto total, la desigualdad total y la DO. Se observa que tanto para la desigualdad agregada como para la DO, el ajuste resulta negativo y significativo. Para la DO, el caso de Portugal vuelve a ser destacado, ya que se encuentra muy por encima de la recta de regresión. Sin embargo, en esta ocasión, la inclusión de la dummy de Portugal no cambia significativamente las estimaciones de la variable de gasto público, por lo que no la incluimos en el análisis. En las Tablas 5a y 5b se muestran las estimaciones del modelo (10) para la desigualdad total y la DO, respectivamente.

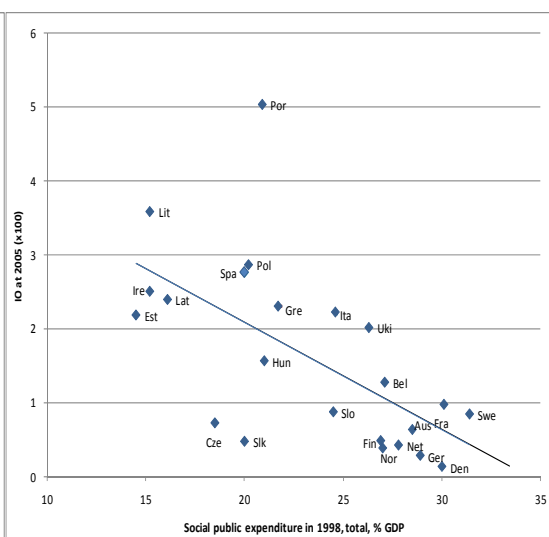
En primer lugar, se observa que unas partidas tienen mayor poder explicativo que otras. Centrándonos en la DO, las partidas que mejor explican las diferencias son el cuidado de niños, la exclusión social y los gastos sanitarios. El resto de partidas (subsidio de desempleo, vejez y gastos por discapacidad y bajas laborales) no resultan

significativas. Para la desigualdad total, además de las que son significativas para la DO, también lo es la partida de discapacidad y bajas laborales. De nuevo, el subsidio de desempleo y los gastos por vejez no son significativos. Cabe resaltar, por tanto, que el cuidado de niños, la exclusión social y los gastos sanitarios son las partidas más importantes para favorecer una mejora de las oportunidades. Por el contrario, el subsidio de desempleo, por vejez y los gastos por discapacidad y bajas laborales son partidas que no tienen tanto que ver con las oportunidades, sino más bien con la redistribución de la renta en general.

**Figure 5a.** Total social expenditure and total inequality



**Figure 5b.** Total social expenditure and IO



En la última parte de esta sub-sección analizamos el posible efecto del esquema impositivo. Una vez más, por motivos de parsimonia, simplificaremos el ejercicio y consideraremos únicamente dos tipos de impuesto. Por un lado, agrupamos los impuestos indirectos sobre el consumo (VAT) y las importaciones, los cuales representan aproximadamente un 7,4% sobre el PIB en 1998 de media para los países analizados y, por otro lado, los impuestos sobre la renta y la riqueza, que representan un 14,5% sobre el PIB en 1998 de media.

Si nos fijamos tan sólo en la relación existente entre la desigualdad (total y la DO) y estas partidas impositivas, encontramos que es débil, así las nubes de puntos (no

se presentan) muestran una gran dispersión. Cuando estimamos el modelo lineal sólo con las variables de desarrollo y las partidas de impuestos (no se presenta), encontramos que no son significativas en ningunos de los casos. Sin embargo, lo relevante no es analizar la incidencia de la estructura impositiva por sí sola, sino con referencia a un monto total de gasto social. Los resultados de regresión para estos casos se presentan en la Tabla 5c.

**Tabla 5a.** Social public expenditure and total inequality

	Total	Child care	Disability	Social exclusion	Health	Old	Unemploy.
Const.	32.909*** (4.7827)	21.278*** (2.587)	19.990*** (1.4219)	18.758*** (1.4707)	30.559*** (6.2332)	19.502*** (2.9788)	16.604*** (2.1039)
DEV	0.1679 (0.2258)	-0.1619 (0.2213)	-0.092 (0.1884)	-0.1685 (0.1479)	-0.0913 (0.1923)	-0.2965 (0.1711)	-0.2909* (0.1673)
DEV^2	0.0446** (0.0158)	0.0260 (0.0169)	0.0407** (0.0164)	0.0281* (0.0158)	0.0168 (0.0118)	0.0261 (0.0165)	0.0231 (0.0162)
X	-0.8478*** (0.2266)	-3.0031** (1.2031)	-2.7437*** (0.7351)	-8.8394*** (2.2314)	-2.4449** (0.9299)	-0.5098 (0.4122)	-0.9112 (1.3881)
R2	0.628	0.590	0.571	0.663	0.602	0.484	0.471
R2-adj.	0.569	0.525	0.503	0.610	0.540	0.403	0.387

Standard deviation in parenthesis  
Significant at 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) and 10% (\*)

**Tabla 5b.** Social public expenditure and IO

	Total	Child care	Disability	Social exclusion	Health	Old	Unemploy.
Const.	4.5068*** (0.7586)	3.1631*** (0.6349)	2.1656*** (0.4058)	2.2043*** (0.4235)	3.5235*** (1.0376)	2.4810*** (0.8510)	1.9367*** (0.4067)
DEV	-0.0147 (0.0348)	-0.0489 (0.0411)	-0.0735 (0.0533)	-0.0711** (0.0306)	-0.0674* (0.0372)	-0.0867*** (0.0245)	-0.0858** (0.0394)
DEV^2	0.0021 (0.0030)	-0.0004 (0.0032)	0.0002 (0.0044)	-0.0006 (0.0032)	-0.0022 (0.0029)	-0.0007 (0.0031)	-0.0013 (0.0035)
X	-0.1352*** (0.0293)	-0.7398*** (0.2584)	-0.2700 (0.2475)	-1.2900** (0.6257)	-0.2918* (0.1522)	-0.0953 (0.0870)	-0.1682 (0.2213)
R2	0.463	0.559	0.378	0.464	0.404	0.374	0.361
R2-adj.	0.378	0.489	0.280	0.379	0.310	0.275	0.261

Standard deviation in parenthesis  
Significant at 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) and 10% (\*)

En primer lugar, encontramos que la variable de gasto total sigue siendo negativa, con coeficientes similares, y muy significativa. En segundo lugar, dado el grado de desarrollo del país y la magnitud de los gastos sociales, aquellos países con una estructura impositiva basada en mayor medida en impuestos indirectos tienden a presentar una menor DO, mientras que los países con una mayor financiación vía impuestos directos presentarían una mayor DO. Por último, para la desigualdad total, la incidencia de los impuestos sobre el consumo se mantiene, mientras que la de los impuestos sobre la renta se torna no significativa.

**Table 5c.** Social public expenditure, taxes and inequality

	Total inequality	IO
Const.	51.046*** (4.8408)	7.8077*** (1.3359)
DEV	0.0626 (0.2135)	-0.0529 (0.0343)
DEV^2	0.0406** (0.0160)	0.0003 (0.0029)
Social expenditure	-1.0062*** (0.1794)	-0.1753*** (0.0345)
Tax income and weath	0.1964 (0.1836)	0.0714*** (0.0217)
Tax VAT and imports	-2.0576*** (0.3886)	-0.3984*** (0.0937)
R2	0.7938	0.6288
R2-adj.	0.7331	0.5196

Standard deviation in parenthesis  
Significant at 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) and 10% (\*)

#### 4.5. A complete model for inequality of opportunity

Siendo conscientes de los problemas de grados de libertad y colinealidad existentes, es ilustrativo presentar los resultados de un modelo completo, en el que se incluyan las variables agregadas correspondientes a cada uno de los factores considerados a lo largo de esta sección. En la tabla 6 mostramos las regresiones para la desigualdad total y para la DO. En primer lugar, destacamos lo elevadísimo del  $R^2$  ajustado, que supera el 80% para el modelo de la DO y casi llega al 70% para el modelo de desigualdad total. Si

comparamos el  $R^2$  ajustado del modelo completo de la DO con el modelo con sólo la variable de desarrollo (Tabla 2), su valor se ha más que duplicado.

El coeficiente del desarrollo es negativo y significativo tanto para la desigualdad total como para la DO. Por el contrario, *Labor\_MK\_PC* no resulta significativa en ningún caso. Si comparamos este resultado con el obtenido en el apartado 4.2., el signo negativo y significativo encontrado en dicho apartado vendría inducido por los efectos indirectos de la variable de mercado laboral (a través de su relación con los niveles de educación y/o las políticas de gastos), puesto que el efecto parcial de esta variable sobre la desigualdad parece ser no significativo. El efecto negativo de la variable de educación se mantiene para la DO, mientras que resulta no significativo para la desigualdad. Por tanto, la mejora de la educación es una de las claves para reducir la DO. La partida de gasto social incide negativamente sobre el nivel de desigualdad total y de DO. De nuevo, tal y como comentamos en el apartado 4.4., observamos que la política de gasto público puede ayudar de manera relevante a reducir tanto el nivel de desigualdad global como la DO. Por último, los impuestos pierden su poder explicativo salvo en el caso de los impuestos indirectos con la desigualdad total, aunque los signos se mantienen.

**Table 6.** Un modelo ‘completo’ para la desigualdad total y la DO

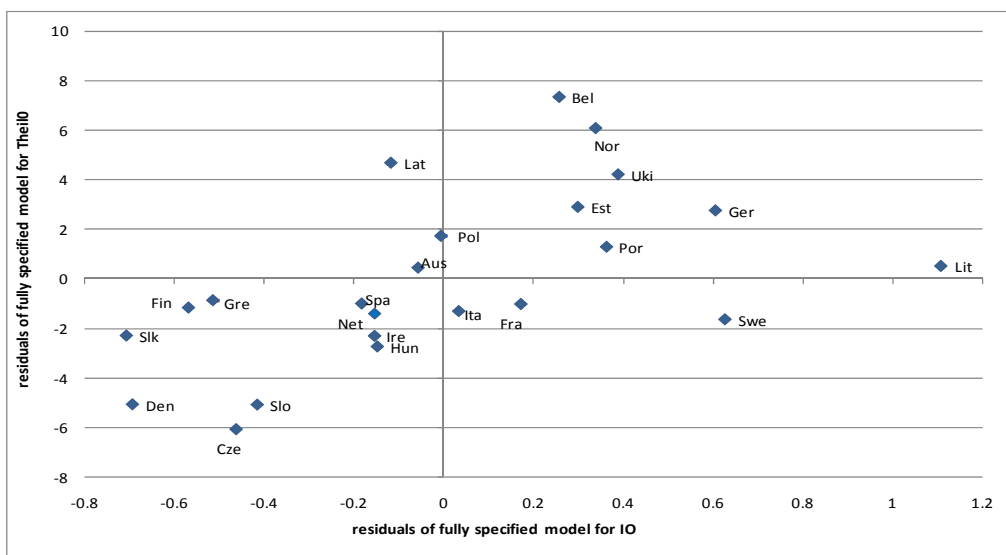
	Theil 0	IO
Const	43.1823*** (14.7773)	3.7808*** (1.0956)
DEV	-0.4143*** (0.1293)	-0.0891*** (0.0162)
Labor_PC	-0.0237 (0.1323)	0.0129 (0.0099)
Education_PC	-0.0104 (0.0355)	-0.0319*** (0.0058)
Social expenditure	-0.7379** (0.3413)	-0.1153*** (0.0340)
Tax income and wealth	0.4379 (0.2617)	0.0587 (0.0376)
Tax VAT and imports	-1.9517* (0.9955)	-0.0531 (0.0832)
$R^2$	0.6988	0.8634
$R^2$ -adj.	0.5859	0.8121

Standard deviation in parenthesis

Significant at 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) and 10% (\*)

Los problemas de colinealidad afectan a las estimaciones y significación de las variables individuales, pero no afectan ni al R2 ni a los residuos. La interpretación de los residuos de estos modelos más amplios es interesante: son los diferenciales que quedaría por explicar de la DO y de la desigualdad total, una vez consideradas las variables agregadas de mercado laboral, de educación y de política. Para acabar esta sección, comparamos los residuos del modelo completo para la desigualdad total y para la DO (Figure 6). En primer lugar, se observa una correlación positiva entre estos residuos. Esto quiere decir que existen factores comunes que ayudarían a explicar (lo que falta por explicar) de la desigualdad total y de la DO. Sin embargo, también se aprecia una notable dispersión, síntoma de que hay elementos exclusivos para cada tipo de desigualdad. Se aprecia, además, que los países están bastante mezclados, señal de que no subsisten patrones geográficos o factores fijos por grupos de países, como los encontrados en los gráficos 2.a. y 2.b.

**Figure 6.** Residuos del modelo completo de desigualdad y DO



En definitiva, por un lado, tenemos un conjunto de países para los que el modelo completo ayuda a explicar casi totalmente sus niveles de desigualdad y de DO (los que están en torno al origen), como son Polonia, Austria, Francia, Italia, Irlanda, Hungría, Holanda y España. Por otro lado, tenemos un conjunto de países cuya desigualdad y DO está por debajo de lo predicho por los modelos, como son República Checa, Eslovenia,

Dinamarca y Eslovaquia. Además, tenemos que lo contrario le ocurre a Estonia, Bélgica, Noruega, Reino Unido y Alemania. Y finalmente, hay países cuyos residuos se comportan bien solo para una de las variables de desigualdad, como son Suecia, Lituania, Grecia y Finlandia.

## 5. Robustez y comparación de resultados

El objetivo de esta sección es ofrecer un análisis alternativo al realizado en la sección anterior con el propósito de dar robustez a nuestros resultados. En cada caso, compararemos los residuos del modelo (9) con los residuos del modelo (10) para cada una de las variables explicativas consideradas. Al confrontar estos residuos en una nube de puntos, la bisectriz indicaría que la variable  $X$  incluida en (10) no añade información al indicador de desarrollo (modelo (9)). Por el contrario, la lejanía a la bisectriz indica la capacidad explicativa adicional de la variable  $X$ . Además de complementar los contrastes de significación individual, estos gráficos ilustran también los casos particulares de cada país, al poder comparar el cambio en los residuos país a país. Por motivos de espacio, resumimos en un estadístico la similitud de estas dos series de residuos para todos los casos y presentamos la nube de puntos solo para los casos más significativos en el Apéndice C. En el gráfico 7 presentamos el coeficiente de correlación de rangos de Spearman entre los residuos del modelo básico (9) y el modelo ampliado (10) para las distintas variables explicativas consideradas.<sup>24</sup>

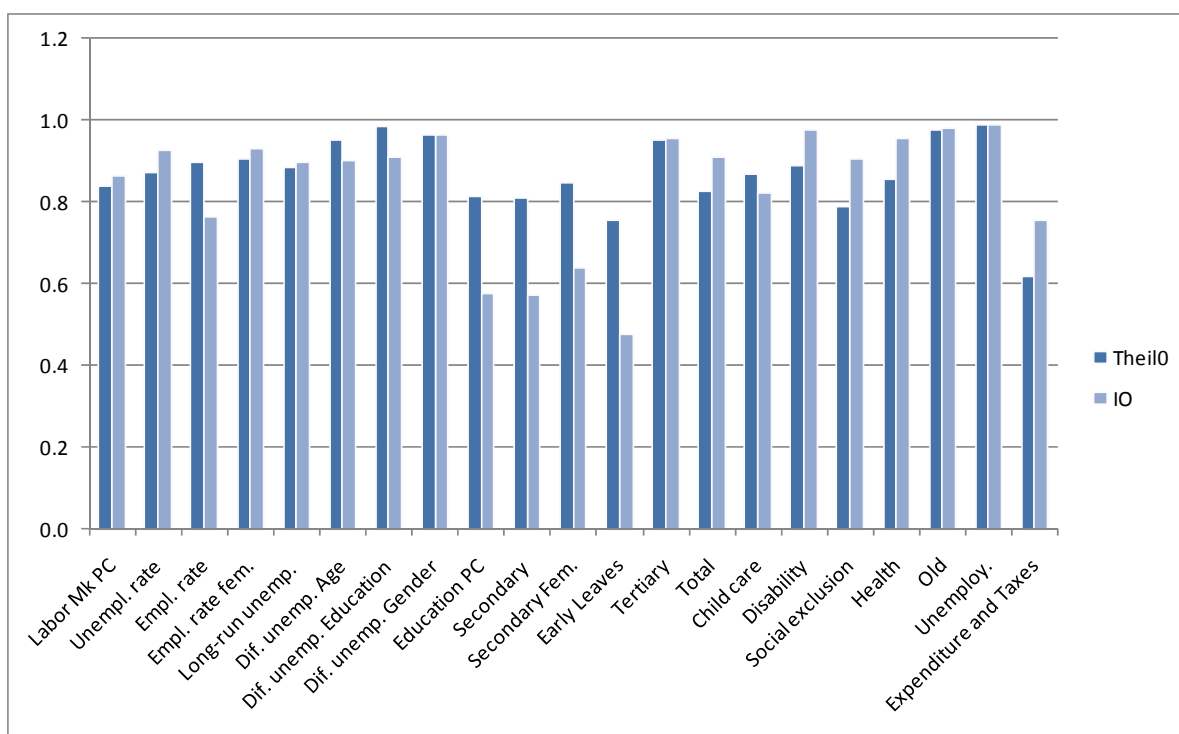
Se espera que las correlaciones sean positivas, como así es. Pero cuanto menor sea la correlación, mayor será la capacidad explicativa de la variable  $X$ . En base a estas correlaciones, podemos concluir lo siguiente. En general, las variables de mercado laboral afectan de manera similar a la desigualdad total y a la DO. Además, su efecto es el menos relevante entre todos los factores considerados. Las principales diferencias se aprecian en los diferenciales de tasa de paro por edad y educación, donde la correlación es menor para la DO. Especialmente para la DO, las variables de educación afectan de manera muy notable a los residuos de los modelos, de tal modo que las correlaciones estimadas son las más pequeñas entre todos los casos considerados. Al respecto, las variables que presentan las correlaciones más bajas son las de educación secundaria y la

---

<sup>24</sup> Los resultados no cambian cuando se utiliza el coeficiente de correlación de Pearson. Ambos coeficientes están comprendidos entre -1 y 1.

de abandono escolar. Además, estas son las variables para las que se aprecia una diferencia mayor entre el modelo de la desigualdad total y de la DO. La variable de educación terciaria, por su parte, no parece que haga que los residuos disten mucho de los del modelo sin esta variable. Con respecto al gasto público social, se aprecia una notable heterogeneidad en las correlaciones estimadas por tipo de gasto. El gasto en cuidado de niños es la partida que más afecta a los rangos de los residuos de la DO, y es la única cuya correlación es menor para la DO que para la desigualdad total. Para el gasto en desempleo y jubilación, las correlaciones son altas (muy próximas a 1), y similares para ambos casos. Por último, una vez incluido el gasto total, la estructura impositiva parece tener efecto sobre las correlaciones tanto para la desigualdad total como para la DO. Todos estos resultados parecen confirmar los principales resultados encontrados en la Sección anterior.

**Figure 7.** Correlación de Rangos de Spearman entre modelo básico y ampliado



## 6. Concluding remarks



Las políticas públicas de una economía se han evaluado históricamente desde dos perspectivas: la eficiencia, así por ejemplo, se trataría de ver qué políticas inciden en mayor medida sobre la productividad y el crecimiento económico, y la equidad, que trataría por ejemplo de estudiar cuáles son los efectos de un sistema fiscal sobre la distribución final de la renta. Ambas aproximaciones, en principio, parten del supuesto de que eficiencia y equidad son dos parcelas de la economía que pueden ser analizadas por separado. En general, la equidad es desconsiderada en los análisis de eficiencia, mientras que los incentivos económicos y el grado de esfuerzo no son considerados en los estudios de equidad. Sin embargo, un nuevo concepto, aparecido en la literatura económica a principios de los noventa, intenta aunar ambas caras de la moneda.

La moderna economía de la justicia reconoce que la renta de un individuo es función del esfuerzo ejercido y de las circunstancias de las que parte dicho individuo. Sin embargo, los individuos sólo son responsables de su esfuerzo puesto que las circunstancias quedan fuera de su control. Así, una mayor desigualdad en la distribución de la renta no implica, *per se*, que el desempeño de la economía, en general, y de la capacidad redistributiva de una política pública en particular, sea malo. Puede estar ocurriendo que el grado de esfuerzo realizado por los individuos de esa economía sea muy diferente. De hecho, la política fiscal de un país podría estar corrigiendo el desigual reparto de circunstancias iniciales y estar, al mismo tiempo, respetando la oferta de trabajo de los individuos. Para que esto suceda, una política pública, lejos de simplemente redistribuir la renta, debería proveer a todos los individuos, en la medida de lo posible, de las mismas condiciones iniciales sin por ello modificar los incentivos económicos al esfuerzo.

Respecto a este tipo de políticas, los resultados del artículo destacan en primer lugar las políticas educativas. En particular, la reducción del fracaso escolar (retiro prematuro de los jóvenes del sistema educativo) constituye una herramienta fundamental para aumentar el nivel de oportunidades en una economía. Alcanzar niveles de educación secundaria también ayudaría a reducir los índices de DO. Por su parte, la educación terciaria parece no tener efectos significativos sobre la DO, aunque sí los tendría sobre la desigualdad agregada, pero con signo positivo, incentivando por tanto la desigualdad proveniente del esfuerzo en lugar de la de oportunidades.

Un segundo pilar sobre el que debería basarse toda política orientada a reducir la DO es el gasto en beneficios sociales. No obstante, no todas las partidas de gastos tendrían el mismo efecto. Las partidas de gasto contra la exclusión social, cuidado de niños y sanidad son las partidas de gasto que en mayor incidencia tienen a la hora de reducir el nivel de DO, mientras que los gastos de protección por desempleo, jubilación y discapacidad no parecen ser significativos para mejorar la DO. Respecto a la financiación de estos gastos, tanto los impuestos directos como indirectos parecen no tener una gran incidencia sobre la DO. Las variables sobre el funcionamiento del mercado laboral agregada no ayudan a explicar las diferencias de la DO entre los países europeos analizados. No obstante, aumentos de la tasa de empleo de las mujeres, reducciones del desempleo de larga duración y aumentos del diferencial entre los más y menos educados resultaría beneficioso para la DO de una economía. Por último, el nivel de desarrollo de un país tiene una clara incidencia negativa sobre la DO, aunque no se observa evidencia a favor de una relación cuadrática en forma de U-invertida.

Con este artículo se ha pretendido sentar las bases empíricas para un estudio teórico que nos ayude a comprender los diferentes mecanismos a través de los cuales los factores educativos, económicos y políticos ayudarían a explicar los niveles de desigualdad y de DO existentes entre los países. Por supuesto, además de seguir fortaleciendo la evidencia empírica, el desarrollo de este marco teórico es la extensión más prometedora y ambiciosa de este artículo.

## REFERENCES

- Aghion, P., Caroli, E. and García-Peñalosa, C. (1999), “Inequality and economic growth: the perspective of the new growth theories”, *Journal of Economic Literature*, 37, 1615-1660.
- Aghion, P., Howitt, T. and Violante, G. (2002), “General purpose technology and wage inequality”, *Journal of Economic Growth*, 7, 315-345.
- Arrow, K., Bowles, S. and Durlauf, S. (2000), *Meritocracy and economic inequality*. Princeton University Press.
- Atkinson, A. B. (1970), “On the measurement of inequality”, *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.
- Atkinson, A.B. (1996), “Seeking to explain the distribution of income”, en *New inequalities: the changing distribution of income and wealth in the United Kingdom*, J.Hills, (ed.), Cambridge University Press, Cambridge.
- Barro, R. J. (2000), “Inequality and growth in a panel of countries”, *Journal of Economic Growth*, 112, 5-32.
- Barro, R. J. and Sala-i-Martin, X. (1991), “Convergence across states and regions”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 107-182.
- Betts, J. and Roemer, J. E. (2007), “Equalizing opportunity for racial and socioeconomic groups in the United States through educational finance reform”, in *Schools and the Equal Opportunity Problem*, P. Peterson (ed.), Cambridge, M.A.: The MIT Press.
- Bourguignon, F. (1979), “Decomposable income inequality measures”, *Econometrica*, 47, 901-920.
- Bourguignon, F., Ferreira, F. and Walton, M. (2007a), “Equity, efficiency and inequality traps: a research agenda”, *Journal of Economic Inequality*, 5, 235-256.
- Bourguignon, F., Ferreira, F. and Menéndez, M. (2007b), “Inequality of opportunity in Brazil”, *Review of Income and Wealth*, 53, 585-618.

- Burniaux, J., F. Padrini and Brandt, N. (2006), "Labour market performance, income inequality and poverty in OECD countries", *OECD Economic Department Working Papers*, 500.
- Checchi, D. and Peragine, V. (2005), "Regional Disparities and inequality of opportunity: the case of Italy", *IZA Discussion Paper* 1874/2005.
- Cogneau, D. and Mesplé-Somps, S. (2009), "Inequality of Opportunity for Income in Five Countries of Africa", *Research on Economic Inequality*, 16, 99-128.
- Cowell, F. A. (1980), "On the structure of additive inequality measures", *Review of Economic Studies*, 47, 521-531.
- Cowell, F. A. (1995), *Measuring Inequality* (2<sup>nd</sup> Edition). Hemel Hempstead: Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.
- Cowell, F. A. and Flachaire, E. (2007), "Income Distribution and Inequality Measurement: The Problem of Extreme Values", *Journal of Econometrics*, 141, 1044-1072.
- Davison, A. C. and Hinkley, D. V. (2005), *Bootstrap methods and their application*. Cambridge University Press, New York.
- Eicher, T. S. (1996), "Interactions between endogenous human capital and technological change", *Review of Economic Studies*, 63, 127-144.
- Ferreira, F. and Gignoux, J. (2008), "The measurement of inequality of opportunity: theory and an application to Latin America", *World Bank Policy Research Working Paper* #4659.
- Fields, G.S. (2001), *Distribution and development: A new look at the developing world*. Russell Sage Foundation, New York: The MIT Press.
- Fleurbaey, M. (1995), "Equal opportunity or equal social outcome", *Economics and Philosophy*, 11, 25-56.
- Fleurbaey, M. (2008), *Fairness, responsibility, and welfare*. Oxford: Oxford University Press.

- Fleurbaey M. and Maniquet F. (2007), “Compensation and responsibility”, in *The Handbook for Social Choice and Welfare*, Arrow, K., Sen, A. and Suzumura, K. (eds.), Amsterdam: North Holland.
- Foster, J. E. and Shneyerov, A. (2000), “Path independent inequality measures”, *Journal of Economic Theory*, 91, 199-222.
- Grawe, N. (2005), “Lifecycle bias in estimates of intergenerational earnings persistence”, *Labour Economics*, 13, 551-570.
- Kuznets, S. (1955), “Economic growth and income inequality”, *American Economic Review*, 45, 1-28.
- Lefranc, A., Pistoiesi, N. and Trannoy A. (2008), “Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: Are Western societies all alike?”, *Review of Income and Wealth*, 54, 513-546.
- Lefranc, A., Pistoiesi, N. and Trannoy A. (2009), “Equality of opportunity and luck: Definitions and testable conditions, with an application to income in France”, *Journal of Public Economics*, 93, 1189-1207.
- Lucas, J. R. (1995), *Responsibility*. Oxford: Clarendon Press.
- Marrero, A. G. and Rodríguez, J. G. (2010), “Inequality of opportunity and growth”, *Papeles de Trabajo ECINEQ*, 154.
- Milanovic, B. (1994), “Determinants of cross-country income inequality : an augmented Kuznets hypothesis”, *Policy Research Working Paper Series*, 1246, The World Bank.
- Moreno-Tertero, J. D. (2007), “On the design of equal-opportunity policies”, *Investigaciones Económicas*, 31, 351-374.
- O'Neill, D., Sweetman, O. and Van de Gaer, D. (2000), “Equality of opportunity and kernel density estimation: an application to intergenerational mobility”, in *Advances in Econometrics 14: Applying Kernel and Nonparametric Estimation to Economic Topics*, T. B. Fomby y R. Carter (eds.), JAI Press: Stamford.

- Ooghe, E., Schokkaert E. and Van de Gaer, D. (2007), “Equality of opportunity versus equality of opportunity sets”, *Social Choice and Welfare*, 28, 209-230.
- Partridge, M. D. (1997), “Is Inequality Harmful for Growth? Comment”, *American Economic Review*, 87, 5, 1019-1032.
- Peragine, V. (2002), “Opportunity egalitarianism and income inequality”, *Mathematical Social Sciences*, 44, 45-60.
- Peragine, V. (2004), “Ranking of income distributions according to equality of opportunity”, *Journal of Income Inequality*, 2, 11-30.
- Perugini, C. and Martino, G. (2008), “Income inequality within European regions: determinants and effects on growth”, *Review of Income and Wealth*, 54, 373-406.
- Roemer, J. E. (1993), “A pragmatic approach to responsibility for the egalitarian planner”, *Philosophy & Public Affairs*, 10, pp. 146-166.
- Roemer, J.E. (1996), *Theories of Distributive Justice*. Harvard University Press, Cambridge, M.A.
- Roemer, J.E. (1998), *Equality of Opportunity*. Harvard University Press, Cambridge, M.A.
- Roemer, J.E. (2002), “Equality of opportunity: a progress report”, *Social Choice and Welfare*, 19, 455-471.
- Roemer, J.E., Aaberge, R., Colombino, U., Fritzell, J., Jenkins, S., Marx, I., Page, M., Pommer, E., Ruiz-Castillo, J., San Segundo, M. J., Tranaes, T., Wagner, G. and Zubiri, I. (2003), “To what extent do fiscal regimes equalize opportunities for income acquisition among citizens?”, *Journal of Public Economics*, 87, 539-565.
- Rodríguez, J. G. (2008), “Partial equality-of-opportunity orderings”, *Social Choice and Welfare*, 31, 435-456.
- Ruiz-Castillo, J. (2003), “The measurement of the inequality of opportunities”, *Research on Economic Inequality*, 9, 1-34.

- Sen, A. and Foster, J. E. (1997), *On Economic Inequality*, Oxford University Press, Oxford.
- Shorrocks, A. F. (1980), "The class of additively decomposable inequality measures", *Econometrica*, 48, 613-625.
- Tanzi, V. (1998), "Fundamental determinants of inequality and the role of government". *IMF Working Paper*, 178.
- Topel, R. H. (1994), "Regional labor markets and the determinants of wage inequality", *American Economic Review*, 84, 17-22.
- Van de Gaer, D. (1993), "Equality of opportunity and investment in human capital", *Catholic University of Leuven, Faculty of Economics*, no. 92.
- Van de Gaer D., E. Schokkaert and Martinez, M. (2001), "Three meanings of intergenerational mobility", *Economica*, 68, 519-538.
- Wood, A. and Ridao-Cano, C. (1996), "Skill, trade, and international inequality", *Oxford Economic Papers*, 51, 89-119.
- World Bank (2006), *World development report 2006: equity and development*, Washington, DC: The World Bank and Oxford University Press.

APÉNDICE A

Table 1A. Reduced-form OLS regression of household income on circumstances

Variables	Austria	Belgium	Czec R.	Denmark	Estonia	Finland	France
Primary education (F)		-0.018 (0.062)			0.182 (0.278)	0.506 (0.379)	0.072* (0.041)
Secondary education (F)	1.111** (0.516)	0.013 (0.061)	0.240 (0.186)	-0.015 (0.047)	0.141 (0.276)	0.553 (0.390)	0.091** (0.043)
Tertiary education (F)	1.031* (0.525)	0.028 (0.070)	0.318 (0.192)		0.308 (0.281)	0.629 (0.391)	0.152*** (0.052)
Primary education (M)		0.058 (0.060)		0.198 (0.341)	-0.107 (0.217)	-0.296 (0.388)	0.077* (0.041)
Secondary education (M)		0.136** (0.058)	0.174 (0.185)	0.070* (0.041)	0.094 (0.215)	-0.228 (0.399)	0.142*** (0.044)
Tertiary education (M)		0.152** (0.067)	0.273 (0.191)		0.229 (0.219)	-0.201 (0.399)	0.205*** (0.051)
Manager (F)	0.134** (0.058)	0.047 (0.070)	0.182** (0.083)	0.068 (0.059)	0.220* (0.124)	0.168*** (0.049)	0.202*** (0.034)
Professional (F)	0.225* (0.119)	0.045 (0.073)	0.222** (0.083)	0.030 (0.067)	0.167 (0.131)	0.073 (0.054)	0.150*** (0.037)
Technician (F)	0.128*** (0.043)	-0.027 (0.075)	0.136** (0.065)	0.014 (0.060)	0.241* (0.135)	0.063 (0.042)	0.191*** (0.034)
Clerk (F)	0.110** (0.053)	0.014 (0.070)	0.246** (0.089)	-0.013 (0.075)	0.309 (0.225)	0.048 (0.084)	0.114*** (0.038)
Salesman (F)	0.033 (0.044)	0.020 (0.075)	0.050 (0.083)	0.031 (0.066)	0.341* (0.203)	0.077 (0.060)	0.057 (0.045)
Craft trade worker (F)	0.015 (0.036)	-0.019 (0.062)	0.066 (0.061)	-0.058 (0.047)	0.115 (0.113)	0.023 (0.033)	0.057** (0.026)
Machine operator (F)	-0.025 (0.049)	-0.027 (0.069)	0.064 (0.064)	-0.051 (0.060)	0.002 (0.113)	0.037 (0.036)	0.049* (0.027)
Elementary occupation (F)	-0.087** (0.041)	-0.038 (0.068)	-0.106 (0.076)	-0.008 (0.055)	-0.045 (0.127)	-0.023 (0.064)	-0.007 (0.034)
Armed occupation (F)	0.528 (0.362)	0.033 (0.097)	0.102 (0.130)	0.072 (0.157)	-0.129 (0.190)	0.224 (0.133)	0.148*** (0.046)
Difficulties most of the time		-0.385*** (0.069)	-0.198*** (0.066)	-0.032 (0.098)	-0.152 (0.127)	0.001 (0.056)	
Difficulties often		-0.151*** (0.055)	-0.080* (0.045)	0.031 (0.071)	-0.127* (0.068)	-0.036 (0.044)	
Difficulties occasionally		-0.14137** (0.037)	-0.034 (0.031)	0.040 (0.040)	0.031 (0.048)	0.012 (0.028)	
Difficulties rarely		-0.085** (0.038)	0.003 (0.031)	0.023 (0.037)	0.073 (0.052)	-0.009 (0.028)	
EU	0.041 (0.067)	-0.028 (0.052)	0.050 (0.091)	0.178 (0.151)		0.015 (0.104)	-0.021 (0.039)
Other	-0.288*** (0.040)	-0.347*** (0.051)	-0.294*** (0.126)	-0.095 (0.103)	-0.056 (0.062)	-0.222* (0.114)	-0.238*** (0.031)
Constant	8.654*** (0.517)	9.748*** (0.070)	7.924*** (0.231)	9.995*** (0.068)	7.648*** (0.308)	9.448*** (0.314)	9.470*** (0.044)
Observations	2156	1839	1589	1241	1377	1981	3725
R-squared	0.05	0.10	0.06	0.01	0.09	0.03	0.09

Standard errors in parenthesis. \* significant at 10 %; \*\* significant at 5 %; \*\*\* significant at 1 %.

Omitted categories are: less than primary education; skill agricultural, forestry and fishery worker; never; local.



**Table 1A.** Reduced-form OLS regression of household income on circumstances (Cont.)

<b>Variables</b>	<b>Germany</b>	<b>Greece</b>	<b>Hungary</b>	<b>Ireland</b>	<b>Italy</b>	<b>Latvia</b>	<b>Lituania</b>
<b>Primary education (F)</b>	-0.127* (0.064)	0.105* (0.054)	-0.003 (0.135)	0.125 (0.155)	0.186*** (0.032)	-0.342 (0.310)	0.371*** (0.105)
<b>Secondary education (F)</b>	0.048** (0.020)	0.231*** (0.073)	0.017 (0.135)	0.247 (0.156)	0.226*** (0.037)	-0.112 (0.311)	0.377*** (0.110)
<b>Tertiary education (F)</b>		0.086 (0.104)	0.041 (0.142)	0.216 (0.160)	0.373*** (0.068)	0.078 (0.326)	0.511*** (0.126)
<b>Primary education (M)</b>		0.084 (0.051)	0.391*** (0.114)	-0.082 (0.167)	0.127*** (0.028)	0.899*** (0.277)	-0.023 (0.096)
<b>Secondary education (M)</b>	0.192*** (0.049)	0.147* (0.073)	0.493*** (0.114)	0.100 (0.167)	0.190*** (0.034)	0.932*** (0.273)	0.012 (0.101)
<b>Tertiary education (M)</b>	0.150*** (0.053)	0.365*** (0.100)	0.574*** (0.119)	0.076 (0.172)	0.294*** (0.079)	1.023*** (0.285)	0.256** (0.110)
<b>Manager (F)</b>	0.139*** (0.046)	0.169*** (0.060)	0.358*** (0.055)	0.272* (0.141)	0.075* (0.038)	0.252 (0.209)	0.288** (0.126)
<b>Professional (F)</b>	0.145*** (0.042)	0.232** (0.105)	0.395*** (0.061)	0.378** (0.151)	0.092 (0.063)	0.280 (0.209)	0.127 (0.124)
<b>Technician (F)</b>	0.052 (0.041)	0.302** (0.125)	0.275*** (0.053)	0.353** (0.162)	0.098** (0.042)	0.282 (0.211)	0.165 (0.149)
<b>Clerk (F)</b>	0.026 (0.045)	0.172* (0.085)	0.209*** (0.062)	0.342** (0.149)	0.055 (0.045)	-0.287 (0.302)	0.397** (0.161)
<b>Salesman (F)</b>	0.108* (0.057)	0.003 (0.083)	0.168** (0.062)	0.330** (0.151)	-0.023 (0.049)	0.311 (0.255)	0.401** (0.169)
<b>Craft trade worker (F)</b>	0.005 (0.037)	0.124** (0.051)	0.146*** (0.035)	0.214 (0.141)	0.003 (0.030)	0.104 (0.180)	0.153 (0.097)
<b>Machine operator (F)</b>	0.015 (0.042)	0.064 (0.069)	0.099** (0.038)	0.217 (0.144)	0.102*** (0.034)	0.191 (0.179)	0.015 (0.099)
<b>Elementary occupation (F)</b>	0.077 (0.049)	0.005 (0.062)	-0.040 (0.042)	0.152 (0.141)	-0.138*** (0.034)	0.139 (0.191)	-0.035 (0.099)
<b>Armed occupation (F)</b>	0.077 (0.084)	0.153 (0.181)	0.176** (0.081)	0.173 (0.172)	0.182** (0.067)	0.168 (0.272)	0.094 (0.243)
<b>Difficulties most of the time</b>			-0.102** (0.038)	-0.271*** (0.061)	-0.196*** (0.033)	-0.003 (0.136)	-0.15* (0.083)
<b>Difficulties often</b>			-0.090*** (0.031)	-0.264*** (0.059)	-0.166*** (0.030)	0.003 (0.095)	-0.042 (0.066)
<b>Difficulties occasionally</b>			-0.017 (0.031)	-0.155*** (0.040)	-0.081*** (0.027)	-0.039 (0.073)	-0.028 (0.054)
<b>Difficulties rarely</b>			-0.024 (0.026)	-0.139*** (0.038)	-0.065** (0.029)	0.011 (0.080)	0.013 (0.060)
<b>EU</b>		0.132 (0.113)	0.026 (0.173)	-0.147 (0.049)	-0.455*** (0.073)		0.006 (0.340)
<b>Other</b>	-0.111** (0.040)	-0.495*** (0.067)	-0.062 (0.067)	-0.265*** (0.076)	-0.270*** (0.037)	-0.137 (0.088)	0.006 (0.089)
<b>Constant</b>	9.528*** (0.062)	8.934*** (0.039)	7.547*** (0.138)	9.672*** (0.180)	9.3568*** (0.040)	6.747*** (0.354)	7.139*** (0.143)
<b>Observations</b>	4256	2126	2590	1452	8640	1159	1702
<b>R-squared</b>	0.02	0.07	0.12	0.14	0.07	0.05	0.10

Standard errors in parenthesis. \* significant at 10 %; \*\* significant at 5 %; \*\*\* significant at 1 %.

Omitted categories are: less than primary education; skill agricultural, forestry and fishery worker; never; local.

**Table 1A.** Reduced-form OLS regression of household income on circumstances (Cont.)

<b>Variables</b>	<b>ND</b>	<b>Norway</b>	<b>Poland</b>	<b>Portugal</b>	<b>Spain</b>	<b>Slovakia</b>
<b>Primary education (F)</b>	-0.161*** (0.041)		0.067 (0.055)	0.219*** (0.041)	0.178*** (0.039)	
<b>Secondary education (F)</b>	-0.094*** (0.033)		0.087 (0.058)	0.365*** (0.086)	0.234*** (0.053)	0.006 (0.074)
<b>Terciary education (F)</b>		-0.016 (0.041)	0.094 (0.086)	0.728*** (0.149)	0.254*** (0.064)	0.085 (0.086)
<b>Primary education (M)</b>			0.057 (0.052)	0.116*** (0.038)	0.155*** (0.037)	
<b>Secondary education (M)</b>	0.016 (0.028)	-0.037 (0.040)	0.209*** (0.054)	0.179* (0.101)	0.237*** (0.053)	0.089 (0.070)
<b>Terciary education (M)</b>	-0.022 (0.047)		0.348*** (0.072)	0.308*** (0.111)	0.302*** (0.070)	0.176** (0.086)
<b>Manager (F)</b>	0.110 (0.091)	0.027 (0.073)	0.256*** (0.064)	0.385*** (0.068)	0.108* (0.055)	0.150** (0.075)
<b>Professional (F)</b>	0.087 (0.096)	0.011 (0.080)	0.445*** (0.077)	0.256 (0.159)	0.256*** (0.080)	0.200** (0.079)
<b>Technician (F)</b>	0.173* (0.093)	-0.003 (0.068)	0.257*** (0.050)	0.446*** (0.092)	0.329*** (0.063)	0.177** (0.072)
<b>Clerk (F)</b>	0.187* (0.097)	0.152 (0.096)	0.204*** (0.063)	0.287*** (0.079)	0.210*** (0.058)	0.193** (0.089)
<b>Salesman (F)</b>	0.004 (0.101)	-0.018 (0.095)	0.085 (0.072)	0.331*** (0.073)	0.107** (0.051)	0.144 (0.089)
<b>Craft trade worker (F)</b>	0.106 (0.091)	-0.038 (0.065)	0.132*** (0.031)	0.125*** (0.043)	0.056 (0.038)	0.103 (0.067)
<b>Machine operator (F)</b>	0.102 (0.094)	0.039 (0.071)	0.140*** (0.034)	0.100* (0.055)	0.169*** (0.045)	0.080 (0.067)
<b>Elementary occupation (F)</b>	0.076 (0.102)	0.004 (0.178)	0.031 (0.041)	0.127** (0.056)	0.043 (0.040)	0.000 (0.070)
<b>Armed occupation (F)</b>	0.067 (0.127)	-0.076 (0.185)	0.350*** (0.089)	0.534*** (0.139)	0.228** (0.092)	
<b>Difficulties most of the time</b>	-0.148** (0.072)	-0.041 (0.130)	-0.240*** (0.044)		-0.089* (0.045)	-0.007 (0.070)
<b>Difficulties often</b>	-0.057 (0.045)	-0.029 (0.092)	-0.163*** (0.034)		-0.098** (0.042)	-0.017 (0.069)
<b>Difficulties occasionally</b>	-0.056* (0.032)	-0.103* (0.053)	-0.057** (0.027)		-0.162*** (0.031)	-0.051 (0.069)
<b>Difficulties rarely</b>	-0.022 (0.028)	-0.046 (0.040)	-0.047 (0.031)		-0.051 (0.030)	-0.062 (0.073)
<b>EU</b>	0.106 (0.099)	0.101 (0.093)	0.252 (0.459)	-0.173 (0.129)	-0.349*** (0.046)	0.161 (0.106)
<b>Other</b>	-0.213*** (0.055)	-0.373*** (0.084)	-0.372 (0.282)	-0.147 (0.101)	-0.673*** (0.159)	-0.137 (0.159)
<b>Constant</b>	9.798*** (0.096)	10.209*** (0.067)	7.544*** (0.040)	8.543*** (0.036)	8.960*** (0.041)	7.771*** (0.102)
<b>Observations</b>	1695	1424	6056	1654	5389	2293
<b>R-squared</b>	0.04	0.03	0.08	0.20	0.08	0.04

Standard errors in parenthesis. \* significant at 10 %; \*\* significant at 5 %; \*\*\* significant at 1 %.

Omitted categories are: less than primary education; skill agricultural, forestry and fishery worker; never; local.

**Table 1A.** Reduced-form OLS regression of household income on circumstances (Cont.)

<b>Variables</b>	<b>Slovenia</b>	<b>Sweden</b>	<b>UK</b>
<b>Primary education (F)</b>	-0.150 (0.237)	0.176** (0.087)	
<b>Secondary education (F)</b>	-0.204 (0.239)	0.246** (0.088)	0.153*** (0.051)
<b>Tertiary education (F)</b>	-0.064 (0.241)	0.210* (0.109)	0.194*** (0.046)
<b>Primary education (M)</b>	-0.011 (0.198)	-0.126 (0.074)	
<b>Secondary education (M)</b>	0.072 (0.200)	-0.062 (0.077)	0.161*** (0.044)
<b>Tertiary education (M)</b>	0.026 (0.203)	-0.064 (0.096)	0.116** (0.049)
<b>Manager (F)</b>		0.284*** (0.077)	0.261** (0.103)
<b>Professional (F)</b>		0.127 (0.087)	0.188* (0.105)
<b>Technician (F)</b>		0.173*** (0.057)	0.111 (0.109)
<b>Clerk (F)</b>		0.088 (0.065)	0.007 (0.124)
<b>Salesman (F)</b>		0.115* (0.063)	0.178 (0.123)
<b>Craft trade worker (F)</b>		0.008 (0.044)	0.082 (0.098)
<b>Machine operator (F)</b>		0.029 (0.043)	0.085 (0.100)
<b>Elementary occupation (F)</b>		0.009 (0.058)	0.043 (0.102)
<b>Armed occupation (F)</b>		0.243* (0.134)	
<b>Difficulties most of the time</b>	0.122 (0.108)	0.010 (0.049)	-0.104 (0.065)
<b>Difficulties often</b>	0.041 (0.088)	0.026 (0.042)	-0.001 (0.058)
<b>Difficulties occasionally</b>	0.032 (0.061)	0.024 (0.038)	0.073 (0.043)
<b>Difficulties rarely</b>	0.022 (0.050)	0.067 (0.040)	-0.035 (0.042)
<b>EU</b>	-0.157 (0.096)		-0.007 (0.230)
<b>Other</b>	-0.474*** (0.083)	-0.179*** (0.043)	-0.228*** (0.052)
<b>Constant</b>	9.889*** (0.171)	8.942*** (0.082)	9.750*** (0.096)
<b>Observations</b>	1342	1393	1875
<b>R-squared</b>	0.04	0.08	0.08

Standard errors in parenthesis. \* significant at 10 %; \*\* significant at 5 %; \*\*\* significant at 1 %.

Omitted categories are: less than primary education; skill agricultural, forestry and fishery worker; never; local. United Kingdom: occupation variables are referred to mother's occupation.

APÉNDICE B

Table 1B. Descriptive statistics for the independent variables

Year	Development indicators				Labor Market indicator									
	GDP per capita (PPP adjusted) 1998	Employ. in agriculture 1998	Employ. in service 1998	Develop. PC 1998	Employ. rate 1998 (Labour Force Survey)	Female employ. rate 1998	Unempl. rate 1998	Long-term unempl. (12 months or more) 1998	Market PC 1998	Unemploy. rate difference by age 2000	Unemploy. rate difference by education 2000	Unemploy. rate difference by sex 2000	Year	
Source	Eurostat (National accounts)	Eurostat (Labour Force Survey)	Eurostat (Labour Force Survey)	--	Eurostat (Labour Force Survey)	Eurostat (Labour Force Survey)	Eurostat (Labour Force Survey)	Eurostat (Labour Force Survey)	--	Eurostat (Labour Force Survey)	Eurostat (Labour Force Survey)	Eurostat (Labour Force Survey)		
Units	Millions of PPS/habitant	% over total	% over total	--	% population 15-64	% population 15-64	% active population	% of total unemployment	--	years old - >40	educated - tertiary	p.p. female - male	Units	
Bel	0.0208	2.5	74.2	7.85	62.4	47.6	9.3	61.7	-18.89	4.4	7.6	3.0	Bel	
Cze	0.0120	5.6	53.0	-0.37	74.6	58.7	6.4	31.5	14.33	3.2	19.6	3.2	Cze	
Den	0.0224	3.8	72.6	7.89	81.4	70.2	4.9	26.9	26.84	1.2	3.6	1.0	Den	
Ger	0.0208	2.5	67.1	7.79	71.5	55.8	9.1	52.6	-4.06	-2.0	8.2	0.7	Ger	
Est	0.0072	8.8	58.2	-5.89	68.9	60.3	9.2	46.3	1.68	2.5	20.4	-3.1	Est	
Ire	0.0205	9.0	62.4	2.78	64.5	49.0	7.5	52.0	-9.99	1.2	6.2	-0.1	Ire	
Gre	0.0141	17.0	62.5	-7.46	60.2	40.5	10.8	55.0	-18.97	10.3	1.1	9.6	Gre	
Spa	0.0162	7.1	63.7	1.31	58.1	35.8	15.0	49.9	-19.29	11.9	4.3	10.8	Spa	
Fra	0.0195	4.3	73.2	5.62	62.9	53.1	11.0	41.7	-1.68	6.6	9.8	3.7	Fra	
Ita	0.0203	5.3	64.5	5.40	61.2	37.3	11.4	59.6	-23.60	12.0	6.0	6.6	Ita	
Lat	0.0060	18.7	55.9	-14.10	64.4	55.1	14.3	56.5	-11.07	2.9	14.1	-1.6	Lat	
Lit	0.0069	19.1	52.2	-13.85	66.2	58.6	13.2	62.6	-12.71	6.6	14.3	-4.6	Lit	
Hun	0.0093	7.6	58.0	-3.65	54.7	47.2	8.4	50.8	-14.50	3.9	10.1	-1.4	Hun	
Net	0.0218	3.6	76.5	7.67	75.9	60.1	3.8	47.9	4.26	1.6	2.7	1.3	Net	
Aus	0.0223	8.4	65.0	4.42	72.7	58.8	4.5	29.2	15.49	0.0	5.9	-0.2	Aus	
Pol	0.0080	26.8	44.6	-18.85	60.6	51.7	10.2	47.6	-7.53	5.8	16.3	3.7	Pol	
Por	0.0130	13.2	53.8	-5.37	74.4	58.2	5.0	45.8	3.92	2.5	1.1	1.6	Por	
Slo	0.0134	13.0	48.9	-4.98	65.9	58.6	7.4	45.4	0.36	4.7	8.6	0.3	Slo	
Slk	0.0088	7.0	56.3	-3.48	59.4	53.5	12.6	52.7	-11.12	6.3	35.1	-0.8	Slk	
Fin	0.0194	6.3	65.9	4.04	67.0	61.2	11.4	28.1	14.07	6.9	13.5	1.7	Fin	
Swe	0.0208	3.1	71.8	7.35	78.6	67.9	8.2	37.8	16.13	4.6	5.1	-0.9	Swe	
Uki	0.0200	1.9	75.3	7.71	75.2	63.6	6.1	32.7	16.35	3.2	6.3	-1.2	Uki	
Nor	0.0235	4.4	73.3	8.17	85.3	73.7	3.1	13.9	39.99	4.4	4.1	-0.3	Nor	
Average	0.0160	8.7	63.0	0.00	68.1	55.5	8.8	44.7	0.00	4.6	9.7	1.4	Average	
Std	0.0059	6.5	9.2	8.10	8.1	9.6	3.4	12.6	16.47	3.5	7.8	3.7	Std	

**Table 1B.** Descriptive statistics for the independent variables (Cont.)

Education indicators		Expenditure in Social protection and taxes															
Education attained (at least secondary upper, level 4) 1998	Education female attained (at least secondary upper, level 4) 1998	Education PC 1998	Education PC 1998	Early school-leavers 1998	Eurostat (ISCED 1997)	Eurostat (ISCED 1997)	Tertiary education - levels 5-6	Total expenditure in Social protection benefits	Health care/Sickness	Disability	Child care	Social exclusion	Unemployment benefits	Old age	Tax VAT	Tax imports and welfare	Tax income and welfare
Eurostat (ISCED 1997)	Eurostat (ISCED 1997)	---	---	Eurostat (ISCED 1997)	Eurostat (ISCED 1997)	Eurostat (ISCED 1997)	% population	Eurostat (Living conditions and welfare)	Eurostat (Living conditions and welfare)	Eurostat (Living conditions and welfare)	Eurostat (Living conditions and welfare)	Eurostat (Living conditions and welfare)	Eurostat (Living conditions and welfare)	Eurostat (Living conditions and welfare)	Eurostat (Living conditions and welfare)	Eurostat (Living conditions and welfare)	Eurostat (Living conditions and welfare)
56.7	56.2	14.5	-11.56	5.6	25.6	6.1	% GDP	2.2	2.3	0.4	3.2	8.6	6.8	0.7	19.7		
85.6	80.3	5.5	26.93	2.9	17.9	6.0	% GDP	1.4	1.6	0.3	0.5	7.0	6.1	1.8	9.0		
78.5	75.8	9.8	17.74	5.5	29.2	5.6	% GDP	3.4	3.8	1.1	3.4	11.2	9.8	0.2	31.8		
80.0	74.8	13.5	16.98	4.0	27.9	8.1	% GDP	1.8	3.0	0.2	2.3	9.6	6.6	0.8	13.5		
83.9	85.2	12.6	26.82	4.9	14.0	4.5	% GDP	0.9	1.5	0.3	0.2	6.0	8.1	3.6	11.0		
52.0	55.0	17.0	-16.33	6.0	14.5	5.5	% GDP	0.7	1.9	0.3	1.8	2.8	7.1	1.7	14.8		
47.7	45.6	20.7	-26.67	7.2	20.9	5.1	% GDP	1.0	1.7	0.2	1.0	10.6	6.7	0.2	9.2		
34.5	33.0	29.6	-46.76	6.8	19.7	5.7	% GDP	1.6	0.5	0.1	2.6	8.3	5.6	0.2	11.7		
59.9	56.8	14.9	-9.11	5.5	28.5	8.1	% GDP	1.7	2.8	0.4	2.2	10.8	7.6	0.1	16.1		
41.5	40.5	28.4	-36.62	5.1	23.7	5.6	% GDP	1.5	0.9	0.0	0.6	12.6	6.1	0.1	18.5		
82.6	84.1	22.0	22.31	4.6	15.8	2.6	% GDP	1.3	1.6	0.1	0.5	9.0	8.0	0.5	10.2		
83.2	82.9	17.0	23.47	4.3	14.8	4.8	% GDP	1.1	1.3	0.5	0.2	6.3	8.1	1.1	9.6		
67.3	61.1	15.9	-1.50	3.8	20.0	5.7	% GDP	2.0	2.8	0.2	1.0	7.9	7.9	1.6	9.4		
64.4	59.4	15.5	-4.49	4.5	26.1	7.3	% GDP	3.1	1.2	1.5	1.9	9.3	6.8	1.7	13.1		
74.1	66.6	10.5	8.41	5.9	27.6	7.2	% GDP	2.7	2.7	0.4	1.5	10.6	8.2	0.2	17.0		
77.8	75.6	9.0	17.40	4.7	20.0	4.0	% GDP	2.8	1.0	0.1	1.0	9.0	7.1	1.4	12.2		
17.8	18.7	46.6	-72.84	5.4	18.3	5.9	% GDP	2.3	1.0	0.2	0.9	6.7	7.5	0.4	9.6		
72.5	67.7	9.0	8.53	5.1	24.0	7.4	% GDP	2.0	2.0	0.4	1.3	10.4	6.2	1.6	8.7		
80.0	74.5	7.0	18.80	3.2	19.2	6.9	% GDP	1.3	2.1	0.9	1.0	6.8	7.5	2.5	9.8		
70.1	72.1	7.9	10.13	7.6	26.1	5.9	% GDP	3.8	3.4	0.6	3.1	8.0	8.3	0.1	19.2		
75.5	77.9	6.8	18.03	5.4	30.9	7.5	% GDP	3.7	2.9	0.8	2.9	11.6	8.8	0.2	25.5		
58.0	51.0	20.0	-15.84	5.4	25.2	6.4	% GDP	2.6	2.2	0.3	0.8	10.4	6.4	0.2	18.2		
83.5	82.6	8.0	26.20	6.8	26.3	8.6	% GDP	4.3	3.5	0.7	0.8	7.9	9.7	0.2	16.5		
66.4	64.2	15.7	0.0	5.2	22.4	6.1	% GDP	2.1	2.1	0.4	1.5	8.8	7.4	0.9	14.5		
18.0	17.7	9.4	26.4	1.2	5.1	1.4	% GDP	1.0	0.9	0.4	1.0	2.2	1.1	0.9	5.8		

# APÉNDICE C

