

## LA DOBLE LÓGICA DE LA EDUCACIÓN

(crítica a Scandurra, RASE VI, 2: 389-407)

**FRANCESC J. HERNÀNDEZ I DOBON<sup>1</sup>**

### Planteamiento

El texto de Rosario Scandurra, presentado en el reciente congreso de la Federación Española de Sociología, titulado “La persistente influencia del origen social sobre la desigualdad de los resultados. Una aproximación multinivel a partir de PISA 2009”, fue premiado por la organización del evento como la aportación más destacada entre las presentadas por los jóvenes investigadores y por ello fue incluida justamente en un número anterior de la Revista de la Asociación de Sociología de la Educación (Scandurra 2013).

Lógicamente, el autor de este artículo no se considera con autoridad científica para cuestionar tal reconocimiento colectivo, ni este artículo lo pretende en absoluto. Todo lo contrario, partimos de aceptar la calidad de la investigación de Scandurra y, si esbozamos una eventual objeción es, precisamente, porque la ciencia avanza criticando sus mejores frutos. Además

---

<sup>1</sup> Departamento de Sociología y Antropología Social. Universitat de València.francesc.j.hernandez@uv.es

coincidimos plenamente con su voluntad de construir un modelo, fundamentado teóricamente y que se corresponda con las evidencias empíricas, que permita analizar las relaciones entre Educación y sociedad. Las teorías más recientes sobre la relación entre Educación y sociedad apuntan precisamente a una cierta superación de los modelos clásicos (Kopp, 2009) y se orientan hacia modelos explicativos que combinen los niveles macro, meso y micro de la investigación (Brüsemeister, 2008), pero hasta ahora no disponemos de modelos que conciten consenso, y en buena medida eso impide una acumulación fértil de saber. Además, la exigencia epistemológica de modelos viene reclamada cada día con mayor urgencia por la proliferación de datos procedentes del establecimiento de objetivos educativos por parte de los gobiernos, siguiendo la ya criticada obsesión por la accountability (cf. Ravitch 2011), y por la gravedad de la crisis del capitalismo, al menos en la zona europea, que hace más apremiante una clarificación de los procesos de reproducción y emancipación vinculados a la Educación.

No en último lugar de importancia, nos mueve a redactar este artículo polémico el convencimiento de que la ciencia ha de ser crítica. Es habitual en las revistas científicas que nuevos artículos critiquen los anteriores, una práctica que sólo reportaría ventajas si se realizara de manera más frecuente en las páginas de la RASE y, lógicamente también, en nuestros encuentros periódicos (conferencias y congresos).

El núcleo de la crítica del reconocido texto de Scandurra que pretendemos fundamentaren las líneas siguientes está en la generalización de los resultados del Programme for International Student Assessment (PISA) como diagnóstico de la Educación. Es cierto que esta generalización no está afirmada contundentemente en el artículo, sino que se deja entrever en fragmentos como éste en el que, como puede verse, se alternan consideraciones sobre PISA (frase primera), afirmaciones sobre los sistemas educativos en general (frases segunda, tercera y cuarta) y nuevamente tesis sobre PISA (frases quinta y, tal vez, sexta).

Este artículo intenta relacionar los condicionantes institucionales y organizativos de las escuelas con la desigualdad de resultados y de orígenes sociales entre los alumnos de 15 años encuestados en PISA (Programme for International Student Assessment) 2009. El principal objetivo es evaluar cómo se interrelacionan los factores socioeconómicos de origen, las condiciones organizativas de la enseñanza derivadas de las políticas educativas y los resultados educativos. El sistema educativo representa una de las herramientas para igualar o ensanchar las desigualdades de partida de los estudiantes. Actualmente, el sistema está afrontando varios desafíos en distintos países bajo la presión de la crisis económica y la constante necesidad de innovar para hacer frente a los cambios de la sociedad actual. Los resultados de PISA 2009 demuestran que la calidad de los recursos escolares a los que los estudiantes tienen acceso es importante en varios países, si bien después de considerar algunas de las variables individuales. El artículo demuestra cómo algunos recursos básicos como la dotación de recursos didácticos en la escuela y la suficiencia de profesorado cualificado para el entero curso escolar influyen positivamente los resultados educativos alcanzados por los estudiantes. (Scandurra 2013: 389-390)

El lector extrae por ello la opinión de que lo que Scandurra demuestra para los resultados de PISA se puede predicar para el conjunto de la Educación. Hablaremos aquí, de manera un tanto

imprecisa, de “Educación” y no de “sistema(s) educativo(s)” no tanto para buscar una noción que pueda incluir la proliferación de procesos formativos más allá de la enseñanza formal, cuanto por no aceptar de entrada el compromiso ontológico y epistemológico con un modelo sistémico o funcionalista, implícito en el término spenceriano de “sistema”. Por la misma razón evitaremos hablar de “campo” educativo. Los lectores o las lectoras, según sus preferencias, podrán traducir fácilmente “Educación” por “sistema educativo” o por “campo educativo”. Reservaremos “educación”, con minúscula, para referirnos al efecto que pretende producir en las personas la Educación.

Por otro lado, no entraremos aquí en cuestionar la metodología de PISA. Aceptaremos, tal y como hace Scandurra, que este programa de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE) es una medida de los rendimientos educativos, tal vez la mejor de las que disponemos. Ahora bien, ¿es una medida de la Educación? Adviértase que no nos preguntamos si es una buena medida de la educación, con minúsculas, lo que sería otro asunto y bastante importante<sup>2</sup>, sino sólo si, a partir de los datos de PISA, podemos obtener una representación de la Educación en general, de toda la Educación, como parece sugerir Scandurra y otros, o sólo de una parte de ella, lo que significaría que PISA ofrece una imagen de una parte. Al responder a esta cuestión suscitaremos un asunto que consideramos de gran calado, a saber, que la configuración global de la Educación presenta una doble lógica, que expresaremos aquí con la imagen de la “doble hélice”, así como también expondremos sucintamente algunas conclusiones parciales nada despreciables

## Metodología

A partir de una orientación nominalista y para evitar lo que G. E. Moore denominaba “falacia naturalista”, comenzaremos aceptando que la representación de la Educación equivale a aquello que registran los indicadores de Educación. PISA aporta algunos de ellos, pero hay más. En realidad, el número de indicadores sería prácticamente ilimitado, por lo que nos centraremos aquí en los más usuales ofrecidos por la oficina de Estadística (Eurostat) de la Unión Europea (EU) y la OCDE. En este artículo se elaboran los datos de 39 indicadores, una tercera parte de los cuales (13) corresponde a PISA 2009, referidos siempre que es posible a los 28 Estados de la UE.<sup>3</sup>

<sup>2</sup> En este sentido, no entraremos aquí en cuestiones relacionadas con la construcción de las pruebas de PISA, su posible complementación con otras pruebas diagnósticas o el asunto de si PISA tendría que contemplar otros saberes, como los musicales o los filosóficos. Todos estos asuntos tienen que ver con la “educación”, no con la “Educación”.

<sup>3</sup> No hemos podido incorporar todavía los resultados recientes de OCDE sobre niveles formativos de la población en general.

Más adelante proporcionaremos la nómina de los indicadores utilizados; no lo hacemos ahora para no interferir en la descripción de la metodología.

Aunque, a ojos europeos, los Estados miembros de la UE parecen diversos (lo que se reflejaría, por ejemplo, en la pluralidad lingüística), lo cierto es que desde la perspectiva de la política del Estado y la ordenación de la Educación representan un conjunto relativamente homogéneo, a pesar de integrar una población muy amplia, que supera los 500 millones de personas. Esta homogeneidad –que ha permitido, entre otras cosas, la construcción inédita en la historia de un Espacio Europeo de Investigación y Enseñanza Superior, al que sigue un espacio europeo de formación profesional– se explica por cuatro factores: los Estados europeos comparten buena parte de su historia reciente (como evidencia el célebre estudio de Tony Judt sobre la Postguerra); los Estados eran homogéneos, hasta cierto punto, cuando fundaron las instituciones europeas o se hicieron así a partir del efecto armonizador de las políticas comunitarias; los nuevos Estados miembros tuvieron que satisfacer ciertos requisitos para integrarse en la UE (y su no satisfacción explica que exista una nómina de Estados que esperan su adhesión); y, por último, las políticas sociales y de cohesión tendrían que favorecer la homogeneidad del conjunto. Una consecuencia de estos factores es un cosmopolitismo educativo europeo, en el que se unifican los contenidos y se multiplica la movilidad (Beck & Grande 2004: 163 ss.). Al combinar una base muy amplia de población y una cierta homogeneidad, el estudio de la UE resulta preferible al del conjunto de la OCDE, que constituye un conjunto más heterogéneo, para fijar el funcionamiento en sí de la Educación y descartar factores espúreos.

Para nuestro artículo hemos utilizado los últimos datos de los indicadores de Educación, además de los indicadores de (des)igualdad, proporcionados por Eurostat y la OCDE. Como son datos que se actualizan continuamente pudiera ser que entre nuestros cálculos y su repetición posterior hubieran pequeñas variaciones, pero pensamos que no afectarían a las tesis centrales.

Hemos aplicado en un primer momento el cálculo de correlaciones y después, en un segundo momento, el análisis factorial para reducir el número de indicadores a unas variables hipotéticas que expliquen la variabilidad de los indicadores. Después de esta simplificación, hemos utilizado en un tercer momento nuevamente el cálculo de correlaciones con los resultados del análisis factorial.

Como es sabido, el cálculo de correlaciones intenta reducir a un número la relación entre la variabilidad de los datos de dos variables. Para el cálculo de correlaciones se ha utilizado el coeficiente de Pearson (R), que presenta valores entre 1 (máxima relación) y -1 (máxima relación inversa), pasando por 0 (ausencia de relación)<sup>4</sup>. Hemos utilizado generalmente los últimos 28 datos estatales proporcionados por Eurostat y la OCDE, aunque para algunos indicadores estas organizaciones no proporcionan datos de algún país<sup>5</sup>. Al utilizar 39 indicadores, el cálculo del coeficiente proporciona una matriz de 392 datos, aunque, como es bien sabido, se puede prescindir

---

<sup>4</sup> En principio, algunos indicadores se podrían considerar vinculados, pero hemos creído conveniente no prescindir de ninguno, porque tal vinculación no afecta al núcleo de la argumentación, como se expone.

<sup>5</sup> Por ejemplo, de Malta o Chipre no hay datos PISA o de Luxemburgo no se aportan las inversiones educativas.

de la correlación de los indicadores con ellos mismos (siempre de valor 1) y de la mitad de las restantes, ya que en realidad la matriz es simétrica. Por ello, para N indicadores obtenemos  $(N \cdot N - 1)/2$  coeficientes, y en nuestro caso 741 valores. A continuación hemos seleccionado los coeficientes con un valor absoluto superior a 0,5. Nos referimos a valor absoluto porque, como también es conocido, un coeficiente de correlación negativo se convierte en positivo al utilizar la variable inversa y viceversa. En total, 160 coeficientes cumplen el requisito  $R \geq |0,5|$ .<sup>6</sup> Pero no todos correlacionan con todos, sino que constituyen agrupaciones. Por ello, mediante este cálculo se hace patente una clasificación de indicadores en cuatro grupos que arraciman indicadores vinculados entre sí con el requisito  $R \geq |0,5|$ .

En un primer conjunto (grupo I) encontramos los 13 indicadores relacionados con PISA 2009 y 8 indicadores más, entre los que destacamos los indicadores relativos a aprendizaje permanente. Así pues, 21 indicadores, poco más de la mitad de los utilizados, parecen relacionados, cumpliendo el requisito, con una primera, llamémosle, “hélice” de indicadores (más adelante justificaremos el uso de esta analogía), un conjunto relacionado con el rendimiento (tal y como lo evalúa PISA) o con la formación universitaria y continua.

En un segundo conjunto (grupo II) hay 12 indicadores, entre los que encontramos los indicadores relacionados con la titulación en Educación Secundaria, tanto obligatoria como postobligatoria, y la formación profesional, así como los indicadores de igualdad que calcula la OCDE. Esta “hélice” es un conjunto relativo al egreso o a la igualdad.

Un tercer conjunto (grupo III) lo constituyen los dos indicadores relativos a personas y a mujeres graduadas en matemáticas, ciencias y tecnología que correlacionan entre sí con valores de  $R \geq |0,5|$ , pero que con ese criterio no mantienen correlaciones con ningún otro indicador de los estudiados.

Por último, un conjunto (grupo IV) formado por 4 indicadores que no mantienen correlaciones con el criterio  $R \geq |0,5|$  con los otros 35 indicadores utilizados (sí, con otros criterios más débiles, pero que no son considerados aquí).

En un segundo momento, hemos aplicado el análisis factorial a los grupos de los indicadores (a los dos primeros, que son los numerosos; para los otros, muy reducidos, no resultaría procedente). Para este análisis y como no se dispone de datos para diversos indicadores en algunos países, se ha tenido que reducir N de 28 a 20 Estados, que son aquellos de los que tenemos los datos recientes de los 38 indicadores. En el caso del grupo I, el más numeroso, también se ha aplicado el análisis factorial al subgrupo formado por los indicadores de PISA 2009 y al resto del grupo, que, como se dijo, eran 13 y 8 indicadores, respectivamente. El objetivo de aplicar el análisis factorial es reducir el número de indicadores a unas variables hipotéticas (componentes), que explicarían en la mayor medida posible la variabilidad de los indicadores de cada grupo (y subgrupo). Como se comentará más detenidamente en el epígrafe de conclusiones, consideramos

<sup>6</sup> No reproducimos aquí la matriz de correlaciones porque sería incluso difícil tipográficamente incrustarla en la maqueta de la revista. Cualquier persona interesada puede solicitárnosla por correo electrónico.

que los resultados son satisfactorios en la medida en que se han podido encontrar componentes que reducen la pluralidad de indicadores a un indicador hipotético que explicaría un alto porcentaje de variabilidad de cada grupo o subgrupo, con valores prácticamente entre un 59% y un 79%.

En un tercer momento, hemos fijado la atención en los coeficientes de correlación entre los componentes calculados por el análisis factorial y los indicadores reales que hemos usado, para establecer cuáles de ellos se acercaban más en su comportamiento a los establecidos por el análisis factorial. Identificados esos indicadores reales se analiza su correlación mutua (lo que, por otra parte, ya estaba calculado en la matriz de coeficientes realizada en el primer momento metodológico). El hecho de que los resultados de estas últimas correlaciones (expuestos más adelante en detalle) sean prácticamente 0 permite ratificar el resultado de la doble lógica o “doble hélice” de la Educación, que será comentada en el epígrafe de conclusiones.

Nuestra investigación tiene pendiente completar el trabajo con un cuarto momento metodológico, a saber, la reducción a una ecuación de las “hélices” (grupos I y II) que ha evidenciado el análisis anterior. Después de este cuarto momento, la construcción de un modelo satisfactorio exigiría, entendemos actualmente, la relación de todo lo anterior con la reproducción social (el “replicado de las hélices”), como la que hemos avanzado en otros lugares (Villar y Hernández 2013a), e incluso con una teoría de la biografía (al estilo de Goodson 2010 o Arnold & Pachner 2011), lo que vendría a satisfacerla la exigencia de que el modelo dé cuenta de los niveles macro, meso y micro, respectivamente. Sin embargo, que nuestro modelo se encuentre en construcción no es óbice para que los resultados alcanzados hasta el momento representen una cierta crítica a la reducción implícita en la equiparación del análisis de la Educación con la evaluación del rendimiento de PISA, que parece desprenderse del artículo de Scandurra, lo que es el objeto de este texto.

## Resultados

En la tabla 1 se sintetizan los resultados de los dos primeros momentos metodológicos, descritos en el epígrafe anterior. Los indicadores se agrupan en los cuatro conjuntos mencionados y se detallan los valores del análisis factorial (AF) para el primer componente en el caso del grupo I (con sus dos subgrupos) y el grupo II. Como hemos dicho, no se realiza para los grupos III y IV, muy pequeños.

Tabla 1. Indicadores agrupados

Grupo I Indicadores con $R \geq  0.5 $ con los resultados PISA y la formación continua			Grupo II Indicadores $r >  0.5 $ con resultados de egreso e igualdad		
Rendimiento PISA media Rendimiento PISA lengua Rendimiento PISA matemáticas Rendimiento PISA ciencias naturales Bajo rendimiento PISA lengua total Bajo rendimiento PISA lengua hombres Bajo rendimiento PISA lengua mujeres Bajo rendimiento PISA matemáticas total Bajo rendimiento PISA matemáticas hombres Bajo rendimiento PISA matemáticas mujeres Bajo rendimiento PISA ciencias total Bajo rendimiento PISA ciencias hombres Bajo rendimiento PISA ciencias mujeres	AF 78.8%		% población 18-24 sin Educ. Secundaria Obligatoria % hombres 18-24 sin Educ. Secundaria Obligatoria % mujeres 18-24 sin Educ. Secundaria Obligatoria % población 20-24 con título Educ. Secundaria superior (postobligatoria) % hombres 20-24 con título Educ. Secundaria superior (postobligatoria) % mujeres 20-24 con título Educ. Secundaria superior (postobligatoria) Indicador desigualdad OCDE ratio 80/20 Indicador desigualdad OCDE ratio 90/10 Indicador desigualdad OCDE coeficiente GINI % niños 4 años en Educ. Infantil % estudiantes Educ. Secundaria en formación profesional (hombres) % estudiantes Educ. Secundaria en formación profesional (mujeres)	AF 66.4%	
% personas 30-34 con Educ. Superior % personas 25-64 en aprendizaje permanente % hombres 25-64 en aprendizaje permanente % mujeres 25-64 en aprendizaje permanente Gasto público Educación respecto PNB Gasto anual público y privado por estudiante Expectativas de años de estudio	AF 68,3%				
Grupo III Otros indicadores con valores $R \geq  0.5 $ entre sí			Grupo IV Indicadores sin valores $R \geq  0.5 $		
Graduados todos matemáticas, ciencias y tecnología desde 1993 por 1000 h de 20-29 años. Graduadas mujeres matemáticas, ciencias y tecnología desde 1993 por 1000 h de 20-29 años.			Ratio alumnos/docentes Educ. Primaria % mujeres en estudios superiores de ciencias e ingenierías % Gasto privado Educación respecto PNB % Gasto público/privado		

Fuente: Elaboración propia de Eurostat y OCDE. "Rendimiento PISA media" es la media geométrica del rendimiento en lengua, matemáticas y ciencias naturales de cada Estado

En la tabla 2 se sintetizan los resultados obtenidos en el tercer momento metodológico. Las tres variables más representativas, digámoslo así, de cada grupo y subgrupo son el "Bajo rendimiento PISA matemáticas mujeres", que presenta un valor de 0,94 con la matriz de componente, esto es, una altísima correlación con el indicador hipotético del análisis factorial; el "Porcentaje de personas de 30-34 con Educación Superior", con un valor de 0,95, indicador que, junto con el anterior, serían los más representativos en los dos subgrupos del grupo I y se relacionarían entre ellos con una correlación de -0,49, y, en el caso del grupo II, el "Porcentaje de hombres de 18-24 años sin Educación Secundaria Obligatoria", que presentaría un valor de la matriz de componente de 0,94. Lo que resulta notable es que entre los dos indicadores más

representativos de los subgrupos del grupo I y el del grupo II, las correlaciones son prácticamente 0, como puede apreciarse en la tabla 2.7

Es decir, si tomamos el indicador más representativo de una parte de la “hélice” primera y el más representativo de la otra parte podemos observar que su variabilidad no tiene mucho que ver aparentemente con la variabilidad del indicador más representativo de la “hélice” segunda. Dicho de otro modo, la configuración de la Educación presenta una escisión clara en, fundamentalmente, dos “hélices” que representan lógicas distintas.

Tabla 2. Coeficientes de correlación entre los indicadores que presentan puntuaciones superiores en las matrices de componentes del análisis factorial

Coeficientes de correlación	% hombres 18-24 sin Educ. Secundaria Obligatoria (valor de la matriz de componente 0,94)
Bajo rendimiento PISA matemáticas mujeres (valor de la matriz de componente 0,94)	-0,03
% personas 30-34 con Educ. Superior (valor de la matriz de componente 0,95)	-0,04

*Fuente:* Elaboración propia de los indicadores educativos de Eurostat y OECD.

Naturalmente los datos sufrirían ligerísimas variaciones si se actualizara algún indicador o si se operara el análisis factorial con indicadores distintos, pero consideramos que no variaría la conclusión general.

## Conclusión general

De los resultados anteriores se desprende una conclusión general, a saber, que la Educación no presenta una estructuración única, sino, al menos, una doble lógica, por así decir, expresada por dos agrupaciones de indicadores (los grupos I y II), que tampoco agotan todo su ámbito (como evidenciarían los grupos III y IV). Hemos denominado por analogía “hélices” a cada una de estas dos lógicas o agrupaciones de indicadores.

Dejando de lado los grupos III y IV, parece claro que lo que se pueda establecer respecto de una “hélice”, ya sea la vinculada con el rendimiento y la formación continua o la vinculada con el egreso y la igualdad, no se puede afirmar a priori sobre la otra hélice, y por ende sobre el conjunto de la Educación, porque no existe correlación entre una y otra, o mejor dicho, entre los indicadores más representativos de una y otra.

<sup>7</sup> Por ello, resulta indiferente si indicadores de cada “hélice” están vinculados, porque de lo que se trata es de aislar, con los datos en la mano, los diversos grupos.



Más claramente: para poder decir alguna cosa sobre PISA referida a toda la Educación (sistema educativo, en la terminología de Scandurra) tenemos que disponer de una teoría sobre cómo se relaciona PISA (que está en una “hélice”) con toda la Educación (que tiene, al menos, otra “hélice”).

En definitiva, la crítica a Scandurra no pretende empañar el esfuerzo de su reconocida elaboración estadística, sino reducir el ámbito de sus conclusiones, que por la metodología utilizada, no se pueden referir al conjunto de la Educación, y plantear que tal vez fuera más provechoso en términos científicos cortar de una vez (con la navaja de Ockam, siguiendo con la orientación indicada al principio) con la pretensión de tender puentes (estadísticos, conceptuales, etc.) entre dos “hélices”, que tienen lógicas propias, y dedicarnos a estudiar cada una en sus componentes y en su articulación.

Por último, tal vez no sea menester explicar que se usa la imagen de la “doble hélice” por un lado para evitar otros conceptos que podrían ser utilizados para describir aquella duplicidad de lógicas, pero que ya tienen significados distintos en Sociología de la Educación (como, por ejemplo, “doble red” o “formación dual”) y también para sugerir la potencia replicante (reproductora) de esta duplicidad. Más adelante se introducirán otras nociones a este respecto.

## Conclusiones parciales

Además de la conclusión general, los análisis anteriores permiten obtener algunas conclusiones interesantes, que tendrían que ser objeto de futuras investigaciones. A continuación se señalan algunas de ellas.

Los indicadores de desigualdad de la OCDE (ya sea la comparación de ingresos entre el decil superior y el inferior, entre el quintil superior y el inferior o el denominado índice Gini) correlacionan fuertemente con indicadores relacionados con la población que no concluye los niveles obligatorios (medida en la cohorte de 18-24 años), tanto en general como desagregada por sexos, con valores entre 0,63 y 0,81. También correlacionan de manera inversa y notable con la proporción de estudiantes, mujeres u hombres, que estudian formación profesional en la etapa secundaria (entre -0,53 y -0,55). Pero, por otro lado, presentan valores prácticamente nulos los coeficientes de correlación que relacionan los indicadores de desigualdad con el porcentaje de población de 30-34 años con titulación de Educación Superior (con valores entre -0,07 y -0,10). Aunque correlación no implica causalidad, parecería razonable suponer que un incremento (o un descenso) en la tasas de población con estudios universitarios en la cohorte mencionada no tendría que traducirse en aumentos (o menguas) de igualdad, pero no parece que se pudiera decir lo mismo en el caso de la cuota de formación profesional en la educación secundaria. Estos datos avalarían que la igualdad no se dirime en el tamaño de la población universitaria, sino en las condiciones del acceso y la permanencia en los estudios superiores.

Por otro lado, los indicadores relacionados con el gasto (inversión) público en Educación se ubican en el grupo I, esto es, se relacionan con indicadores relativos a rendimiento, pero no con

indicadores vinculados a egreso o finalización de la secundaria obligatoria o postobligatoria. Basta ver los datos de Eslovaquia para comprobar que tiene prácticamente la mitad del porcentaje de población de 18-24 años sin titulación de Educación Secundaria Obligatoria que presenta la siempre elogiada Finlandia, con la mitad de gasto por estudiante que España. Toda la creciente bibliografía educativa filofinesa haría bien en prestar atención a la evidencia eslovaca.

Obsérvese, por otro lado, que los dos indicadores relacionados específicamente con la presencia de la mujer en carreras científico-técnicas no se encuentran en las dos “hélices” más notables (los grupos I y II), sino que se distribuyen en los grupos III y IV. Esta especie de “anomalía”, por así decir, de los indicadores de género merecería un estudio detallado, máxime teniendo en cuenta el hecho de que frecuentemente se incorporan esos indicadores como parte de índices de desarrollo o igualdad de género.

## Teorización

La doble lógica o “doble hélice” que hemos advertido en la Educación, a partir de dos agrupaciones de indicadores, se correspondería en última instancia con una duplicidad que resulta habitual, a saber, el doble carácter de la evaluación que, por un lado, asigna una nota y, por otro, permite o no la promoción. Generalmente, vinculamos ambos elementos con normas tan consolidadas como arbitrarias, del tipo “se aprueba con un 5” (en España), y tal vez esta representación, tan habitual, es la que ha extendido la idea, errónea como se ha mostrado anteriormente, de un vínculo entre la lógica del rendimiento (y de la formación continua) y la del egreso (y la des/igualdad). Sin embargo, desde el momento en que se ha realizado una prueba de aprendizaje desvinculada de las prácticas de egreso (y este es el caso de PISA), ha emergido de manera potente la duplicidad<sup>8</sup>. Y por otro lado, comprobamos empíricamente que el egreso se relaciona con otras variables extraescolares (como, por ejemplo, la configuración del sector de la construcción en las comunidades autónomas, cf. Villar y Hernández 2012, 2013b). No se trata sólo de mostrar los desajustes entre los resultados de PISA y los porcentajes de promoción o no en diversas comunidades autónomas, un asunto que ha sido reiteradamente tratado en nuestra Sociología de la Educación (el conocido caso de La Rioja u otros), sino incluso de evidenciar que ese desajuste tiene su raíz en la duplicidad de lógicas o “hélices” de la Educación, tal y como la hemos glosado para el ámbito de la UE.

Otra línea de teorización a partir de las conclusiones anteriores permitiría aplicar a la Educación un par conceptual elaborado en el seno de la primera economía política, a saber, la distinción entre valor de uso y valor de cambio, que K. Marx recogió y reelaboró en su crítica de la economía política (El capital, vol. I). La educación (con minúsculas) no es un valor, sino un derecho, pero la Educación (con mayúsculas) pretende promover aprendizajes y otorgar credenciales que permitan el acceso a niveles formativos superiores y que tienen relevancia social y laboral. En este sentido, la Educación (que no la educación) produciría aprendizajes y

<sup>8</sup>Duplicidad ignorada una y otra vez por la política y la legislación educativa, que entiende que incrementando las pruebas diagnósticas (y punitivas) se reducirá el llamado fracaso escolar. ¿Qué decir de una legislación que se fundamenta en errores sociológicos?

credenciales, esto es, “valores de uso” y “valores de cambio”, respectivamente. Fijada la relación de los “valores de uso” con el Grupo I de indicadores (rendimiento, formación continua) y de los “valores de cambio” con el Grupo II de indicadores (egreso, igualdad), se entenderá ahora mejor la afirmación hecha anteriormente sobre que el modelo exigiría una teoría de la reproducción y otra de la biografía, por cuanto la primera no es más que la circulación y reproducción del valor de cambio producido por la Educación (la titulación), mientras que la segunda es el aprovechamiento del valor de uso (el aprendizaje) en dinámicas de formación continua, porque la Educación reproduce las desigualdades pero también forma a los individuos, lo que a veces parece olvidarse en los textos de sociología de la Educación.

### **Bibliografía**

- Arnold, R. & Pachner, A. (ed.) (2011): *Lernen im Lebenslauf*. Baltmannsweiler: Schneider-Verl. Hohengehren.
- Beck, U & Grande, E. (2004): *Kosmopolitische Europa*, Frankfurt a. M.: Suhrkamp.
- Brüsemeister, T. (2008): *Bildungssoziologie. Einführung in Perspektiven und Probleme*. Wiesbaden: VS. Verlag für Sozialwissenschaften.
- Scandurra, Rosario (2013): “La persistente influencia del origen social sobre la desigualdad de los resultados. Una aproximación multinivel a partir de PISA 2009”, RASE vol. VI, núm. 2, pp. 389-407 (disponible en [www.ase.es](http://www.ase.es)).
- Goodson, I. et al. (2010): *Narrative Learning*, New York: Routledge.
- Kopp, J. (2009): *Bildungssoziologie: Eine Einführung anhand empirischer Studien*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Ravitch, D. (2011): *The Death and Life of the Great American School System: How Testing and Choice Are Undermining Education*, New York: Basic Books.
- Villar, A. y Hernández, F. J. (2012): “Algunas consideraciones para la educación y la formación derivadas de la Reforma Laboral”, I Congreso “Trabajo, Economía y Sociedad”, Madrid, 21 y 22 de junio.
- Villar, A. y Hernández, F. J. (2013a): “Desigualdad, distinción y habitus. Adaptación al caso español del modelo de Vester et al. sobre entorno social y Educación”, XI Congreso Español de Sociología, Madrid, 10-12 julio.
- Villar, A. y Hernández, F. J. (2013b): “Anomalías sociológicas en el discurso pedagógico”, *Praxis Sociológica*, núm. 17, pp. 119-136 (disponible en: [www.praxissociologica.es](http://www.praxissociologica.es)).

---

Fecha de recepción: 01/02/2014. Fecha de evaluación: 15/04/2014. Fecha de publicación: 31/05/2014