

## LOS EFECTOS DE LA EDUCACIÓN UNIVERSITARIA EN EL CONOCIMIENTO EN MATEMÁTICAS EN ESPAÑA Y EN EE.UU.: EVIDENCIAS DEL CUESTIONARIO TEDS-M

**Héctor Cebolla-Boado** (Universidad Nacional de Educación a Distancia)

**Luis Garrido-Medina** (Universidad Nacional de Educación a Distancia)

### RESUMEN

Los llamados “efectos de escuela”, es decir, la incidencia que tiene asistir a un centro u otro sobre el rendimiento escolar, son una explicación muy conocida en el estudio de la transmisión intergeneracional de la desigualdad de resultados educativos. Sin embargo, su utilización en sociología se ha limitado casi exclusivamente al estudio de las trayectorias escolares en Primaria y Secundaria. Se sabe poco sobre la importancia que sobre el aprendizaje tiene la elección de centro en estadios posteriores de la carrera educativa, y más en particular en la universidad. Esta es casi la primera vez que, utilizando la encuesta TEDS-M 2008, se estudia el impacto de la agrupación de los futuros maestros todavía matriculados en programas universitarios en su conocimiento de matemáticas. Utilizando una estrategia de modelización multinivel estudiamos los “efectos escolares” para los resultados de estudiantes en España y Estados Unidos que asisten a programas de formación concurrentes. Ambos países tienen similitudes importantes que facilitan la comparación y difieren en aspectos esenciales que ayudan a esperar efectos de centro más suaves en el primer caso (diversificación de la educación terciaria en los EE.UU. y una pobre certificación de la calidad de los futuros programas de formación del profesorado en España). Nuestros resultados confirman que mientras que en España, la asistencia a la universidad puede determinar solamente hasta un 2% de los conocimientos en matemáticas, en Estados Unidos la universidad tiene mucho más peso (21%).

**Palabras clave:** efectos de la escuela, la educación terciaria, las competencias.

## INTRODUCCIÓN.

### LA IMPORTANCIA DE LOS EFECTOS DE LA ESCUELA EN LA INVESTIGACIÓN SOCIOLÓGICA

A diferencia de otras áreas de interés sociológico, la Sociología de la Educación mostró un compromiso temprano con el objetivo analítico de desvelar los mecanismos causales específicos que son responsables de la transmisión intergeneracional de la desigualdad social. El rechazo de la hipótesis de modernización, según la cual un efecto indirecto de la expansión de la educación era debilitar la correlación entre la clase de origen y los logros educativos en las sociedades industriales modernas (Eriksson y Goldthorpe, 1992; Shavit y Blossfeld, 1993)<sup>1</sup>, movió a los sociólogos a explicar la sorprendente persistencia de las diferencias de clase en los logros educativos. Como consecuencia de ello, los sociólogos liberales y marxistas repensaron en distinta medida las teorías clásicas de clase. De este esfuerzo de sistematización han surgido cuatro familias de teorías que explican las razones por las que la situación de los hijos de las familias más aventajadas obtienen sistemáticamente mejores resultados educativos<sup>2</sup>: (a) explicaciones basadas en la existencia de privación cultural y la descripción de la escuela como un sesgo de "fuerza conservadora" que potencia los hábitos de las clases medias y altas (Bourdieu y Passeron, 1977); (b) la importancia de la desventaja material más allá de los que se recoge en los debates tradicionales sobre la gratuidad de la enseñanza (Raftery y Hout, 1993; Lucas, 2001); (c) la relevancia de las diferencias colectivas (en este caso, por clase social) en las preferencias por la educación, utilizando los gustos como variables independientes exógenas (Gambetta, 1987; Murphy, 1990); (d) y por último, la relación entre las dificultades primarias / cognitivas y secundarias tales como la existencia de costes y beneficios específicos de cada clase asociados a las distintas opciones educativas (Boudon, 1974; Breen y Goldthorpe, 1997).

De forma casi independiente algunos sociólogos centraron su atención en el estudio del impacto de los efectos de la escuela en el logro educativo. Esta literatura estudia el papel de los recursos y el clima escolar como factores que amplifican las desigualdades que se originan en el ámbito familiar. La literatura sobre efectos de la escuela trata de explicar la brecha entre la visión normativa del papel de las escuelas en el sistema productivo general a través de la atribución de credenciales educativas para los más capaces, y la constatación de que las escuelas no neutralizan el impacto de la desventaja de origen sobre el logro, en parte debido a que la selección de los estudiantes en el mapa escolar está lejos de ser aleatoria.

---

<sup>1</sup> Sin embargo, las comparaciones internacionales más recientes sobre el impacto de la educación de los padres sobre los logros educativos individuales ponen en entredicho la estabilidad de la relación entre el origen social y los logros educativos (Breen et al., 2005).

<sup>2</sup> Marshall et al. (1997: 133-158) resumieron estas explicaciones en una lista no exhaustiva que incluye la existencia de desigualdades inherentes en inteligencia, desventajas materiales, privación cultural, los diferentes gustos de la educación y la ambición. No incluimos en nuestro análisis la referencia al debate relacionado con la desigualdad del CI que consideró la clase como resultado natural de clasificar la población de acuerdo a ciertos factores naturales como la inteligencia.

El célebre Informe Coleman (Coleman et al, 1966. Igualdad de Oportunidades en la Educación) impulsó desde su publicación la investigación que sobre las escuelas como instituciones clave para la reproducción de las desigualdades intergeneracionales. Una de sus conclusiones más importantes, sin embargo, fue reconocer que su importancia es claramente menor que la de la familia como agente de socialización y transmisión de ventaja educativa. Gracias a esta impresionante contribución a la investigación sociológica, las preocupaciones metodológicas sobre cómo medir los efectos escuela comenzaron a ser prioritarias, aunque en gran parte esto se hiciera al coste de relegar las consideraciones teóricas. Como resultado, la literatura sobre los efectos de la escuela es una combinación remarcable de sofisticación metodológica y oscuridad analítica. Solo recientemente, algunos investigadores trataron de desentrañar los mecanismos que explican la correlación entre los logros y las características de la escuela como la representada por tamaño de las clases, la proporción maestro/alumno, la experiencia docente y el salario, el gasto por alumno de la escuela, las diferencias en la efectividad del maestro la cantidad de deberes requerida, la distinción entre las escuelas privadas y públicas, el nivel de participación de los padres y otros aspectos pertinentes de la organización escolar (Hanushek, 1986; Chubb y Moe, 1990). En casi todos los casos esto se hizo utilizando encuestas en las que las escuelas eran la unidad de muestro de los estudiantes. El consenso en esta literatura sugiere que uno de los factores de diferenciación entre centros más fundamental es que las escuelas difieren notablemente con respecto a la composición socioeconómica del alumnado. Mientras que algunos centros escolares atraen poblaciones más adineradas y, por esta razón disponen de más recursos, otros están en la situación contraria y esto parece ser determinante para el rendimiento individual.

Aunque la tradición académica de estudiar la eficacia escolar se ha desarrollado sobre todo en los países anglosajones, los efectos escolares se han descrito como factores determinantes esenciales de los resultados escolares de otros países europeos. En Francia, las características de la escuela explican el 28% de la probabilidad de avanzar hacia la Educación Secundaria superior, así como un 10% de la variación en las notas (y su tasa de cambio a lo largo del tiempo) y las futuras carreras educativas (Duru-Bellat, 2002). En el Reino Unido, el debate se ha centrado en la distinción entre escuelas públicas y privadas y la composición social del alumnado (Halsey et al., 1980: 211-212). Es importante destacar que los efectos escolares parecen ser especialmente importantes para los alumnos cuyo rendimiento previo está por encima de la media y no para los estudiantes que se sitúan por debajo (Smith y Tomlinson, 1989). En tiempos más recientes, el uso de datos longitudinales rebajó la importancia de los efectos de la escuela como predictores del rendimiento entre los estudiantes en el medio de su carrera escolar en comparación con el de los que están en edades más jóvenes (ver el uso de las puntuaciones a los 11 y 16 años en Sullivan y Heath, 2002).

Los datos obtenidos de estudios internacionales como PISA, TIMSS, PIRLS, y ahora TEDS-M, que incluyen resultados de exámenes estandarizados, han estimulado una nueva

oleada de trabajos de investigación sobre los efectos escolares a lo largo de la última década. Los informes PISA, por ejemplo, han descrito con precisión la importancia de las escuelas como unidades de agrupación en el estudio de las habilidades cognitivas en los países desarrollados y en vías de desarrollo (OCDE, 2011). Según estos trabajos, las diferencias en la eficacia de la escuela no se deben exclusivamente a las condiciones materiales de la enseñanza, sino también a las diferencias en el clima escolar, entendiendo por tal cosa una combinación de factores tales como las expectativas de los profesores hacia el estudiante, la productividad del profesor, el rigor, el absentismo del maestro y de los estudiantes, el respeto a los profesores respecto y el consumo de alcohol o drogas, o la intimidación de otros estudiantes (Dronkers y Robert, 2003). A pesar del creciente interés en los efectos de la escuela, la brecha entre la teoría y la evidencia sigue siendo apreciable, y ello por tres razones principales (Sorensen y Morgan, 2000: 137-138): la falta de buenas medidas sirvan como variables dependientes válidas (habilidades cognitivas y conocimientos); evidencia para estudiar la interrelación entre las escuelas y otras instituciones, como la familia y, finalmente, la heterogeneidad individual no observable (como el CI o la dotación genética). Todo ello complica enormemente cualquier intento por aislar los efectos de la escuela empíricamente.

En este trabajo se tratará de proporcionar evidencia de los efectos de la "escuela" en la educación terciaria. La educación universitaria representa un contexto inusual para el estudio de la actuación individual y de sus determinantes ya que la evidencia disponible en esta etapa es muy escasa. Ello es en parte debido al énfasis de la literatura sobre políticas aplicadas (*policy-oriented*) en la educación obligatoria, lo que explica que la gran mayoría de los datos que incluyen medidas estandarizadas de rendimiento académico y que permiten una comparación de los logros individuales en distintos centros de enseñanza se han desarrollado para la Educación Primaria y Secundaria. Las encuestas de evaluación llevadas a cabo por los gobiernos regionales o nacionales que buscan mejorar la transparencia (clasificación de las escuelas en función de sus resultados) adoptan la misma lógica. En resumen, la graduación universitaria parece ser un poderoso determinante del curso de la vida del individuo, los aspectos relacionados con la evaluación del funcionamiento de la educación superior han recibido una inexplicable falta de atención administrativa académica. Por un lado, mientras que las administraciones han evaluado a las universidades fundamental por sus resultados en investigación, ignorando lo relacionado con su capacidad para proporcionar conocimientos a sus propios estudios. Por el otro, los académicos se han visto menos interesados en el estudio de los conocimientos de los universitarios ya que, como es sabido, la selección positiva de quienes alcanzan la universidad es muy fuerte, lo que hace de la educación terciaria un escenario menos atractivo para el estudio de la desventaja educativa. En este trabajo se pretende contribuir a rellenar este vacío proporcionando evidencia de la importancia de los efectos de la "escuela" en el conocimiento de las matemáticas mostradas por los futuros profesores de Educación Primaria en las universidades españolas y americanas.

## DATOS: TEDS-M

El Estudio de la formación del profesorado en matemáticas (TEDS-M, Teacher Education Study in Mathematics) fue realizado por la Asociación Internacional para la Evaluación del Rendimiento Educativo (IEA) con el fin de entender cómo los profesores están preparados para enseñar matemáticas en la escuela primaria y la etapa inicial de la escuela secundaria, intra y entre países. Específicamente este conjunto de datos permite analizar: (a) los tipos de oportunidades institucionales y de campo previstos para los futuros docentes; (b) las diferencias en los planes de estudios y normas de los programas; (c) el contenido impartido y la organización de la enseñanza; (d) y las calificaciones y experiencias previas de los responsables de la ejecución de estos programas.

Aunque las motivaciones políticas que inspiraron la creación de esta base de datos surgen de la necesidad de comprender lo que sucede en las escuelas primarias y secundarias, TEDS-M proporciona una medida estandarizada de los conocimientos que los estudiantes de educación tienen en matemáticas antes de su graduación de la universidad. En otras palabras, este conjunto de datos representa una herramienta única para el estudio de los efectos de la escuela en la educación terciaria. TEDS-M desarrolló un diseño de muestreo en dos etapas. En primer lugar, el muestreo seleccionó una muestra de instituciones de formación docente que ofrecen educación a la población objeto del estudio de entre el universo dentro de cada país. Para cada institución seleccionada, se recopiló información en todos los programas relacionados con la preparación matemática de los futuros docentes de Primaria y Secundaria. Posteriormente, dentro de las instituciones y programas incluidos en el estudio, se hizo una muestra final de educadores y futuros maestros.

En este trabajo se explotan las muestras correspondientes a España y en EE.UU.<sup>3</sup> Restringimos así nuestra comparación para evitar la complejidad que impone la existencia de diferencias en los programas de formación de docentes en los 17 países participantes en TEDS-M 2008. Los programas de preparación de los futuros profesores de Educación Primaria en España y los EE.UU. comparten una serie de características: ambos implican programas actuales, que otorgan a los futuros profesores una acreditación única para estudios del contenido de materia, pedagogía y otros cursos de educación. Estos componentes están incluidos dentro de la primera fase de la educación post-secundaria y avalados por una sola credencial<sup>4</sup>.

---

<sup>3</sup> La muestra excluye los programas españoles de Educación Secundaria.

<sup>4</sup> Por el contrario, una serie consecutiva de programas de formación del profesorado de este tipo exigen la finalización de dos ciclos de educación post-secundaria: un título universitario con especialización inicial en el objeto de que el futuro maestro se está preparando para enseñar, seguida de una segunda fase separada que se centra principalmente en la pedagogía y la práctica y obteniendo una segunda credencial.

Aunque España incluye tanto instituciones públicas como privadas de formación, los EE.UU. solo tiene el primero de estos dos tipos. Aparte de eso, las similitudes entre España y los EE.UU. representan un marco analítico apropiado para el estudio de la magnitud de los efectos de la escuela en la educación terciaria. La selección de los estudiantes en función de los méritos previos es baja en ambos países. Ambos tienen un débil control sobre el número total de plazas disponibles para estudiantes de formación docente (no hay límites o cuotas sobre el número de los futuros profesores que se pueden matricular) y no exigen una formación en matemáticas adicional (Tatto et al 2012: 41 y 44)<sup>5</sup>.

La muestra incluye 1093 españoles futuros profesores de 44 instituciones de educación superior, mientras que la muestra americana tiene 840 alumnos agrupados en 30 centros.

## ESPAÑA Y EE.UU.:

### DIFERENCIAS RELEVANTES PARA LA GENERACIÓN DE EFECTOS ESCOLARES

Más allá de estas características comunes, la variación entre el sistema español y el americano de formación del profesorado y, en términos generales, entre ambos sistemas de educación terciaria, son claves para nuestra comparación. Nuestra expectativa teórica es que la agrupación de los alumnos en centros es un determinante más importante del rendimiento en los EE.UU. que en España. Formulamos esta hipótesis a partir de dos bloques de diferencias fundamentales.

Por un lado, en lo que se refiere a los esquemas de formación del profesorado, España ofrece un contexto de aprendizaje más homogéneo y menos diferencias en el desarrollo profesional de los profesores que los EE.UU.

- o España, como otros países europeos que participan en el proceso de Bolonia, cuenta con un organismo nacional responsable de la acreditación de las instituciones de educación superior (Agencia Nacional de Evaluación de la Calidad y Acreditación, ANECA). Sin embargo, la ANECA impone pocos requisitos en la evaluación de los programas de formación del profesorado. Los EE.UU. también se benefician de la existencia de una agencia de evaluación y acreditación, aunque en el caso de los EE.UU. esta es externa a la administración. El Consejo Nacional para la Acreditación de Programas de Educación del Profesorado, es una organización profesional sin fines de lucro (formada por los profesores) que ofrece una acreditación voluntaria a nivel

---

<sup>5</sup> Otras características distintivas más bien irrelevantes entre estos dos países para el análisis que aquí se presenta son: España informa de un superávit de maestros de Primaria, mientras que la oferta y la demanda están más equilibradas en los EE.UU.; mientras que España posee un nivel medio de atracción y status para la docencia en Primaria tanto como profesión como una carrera, los EE.UU. puntúa bajo (Tatto et al, 2012: 41-3). Por último señalar que, si bien España tiene una mala posición entre los países de su tipo, los EE.UU. se mantiene en la media. En cuanto al conocimiento de las Matemáticas, los futuros maestros de Educación Primaria obtienen 481 en España y 518 en los EE.UU. (623 en Taipéi, 440 en Filipinas, Suiza 548 y 586 en Singapur). Algo similar ocurre con respecto al conocimiento en la pedagogía de las Matemáticas: España 492 y EE.UU. 544 (Singapur 588, Filipinas 457, Taipéi 592 y Suiza 539).

nacional y es responsable de la certificación de un 40% del total de los programas del país. La información sobre la calidad de las instituciones y sus programas de enseñanza es por lo tanto más fácil de conseguir en los EE.UU. que en España (Tatto et al., 2012: 46-7). Esperamos que esta diferenciación institucional produzca más efectos de escuela o centro en los EE.UU.

- o Por otro lado, en España, las políticas de contratación de docentes están en su mayoría basadas en la trayectoria profesional de los profesores. En los centros públicos de nuestro país se espera que los profesores se mantengan a lo largo de su vida laboral dentro de los límites de un servicio público bien organizado que rige la promoción por antigüedad, entre otras características. En cambio, en los EE.UU. el sistema es más imprevisible. Esto genera más desigualdad en cuanto a las condiciones de trabajo de los maestros en los EE.UU. que en España (Tatto et al., 2012: 39). Se podría, por tanto, esperar que el acceso a un programa educativo de profesorado de alta calidad es más importante para las futuras carreras profesionales de los maestros americanos de lo que lo es en el caso de España.

Pero estas no son las únicas razones por las que esperamos que el efecto "escuela" en la educación superior sea diferente en los países que comparamos. La diferenciación de las instituciones educativas es una herramienta esencial para la reproducción de la posición de ventaja de las élites. Esto es lo que sugiere la hipótesis de la "desigualdad eficazmente mantenida" (Maximally Maintained Inequality; Lucas, 2001 y 2009). Por lo tanto, incluso allí donde la expansión educativa ha democratizado el acceso a la educación en un determinado nivel, reduciendo la desigualdad cuantitativa, el aspecto cualitativo de la desigualdad se vuelve más importante.

La literatura especializada ha tratado de dar a conocer las razones por las que en algunos países las instituciones de educación superior se diversifican, un proceso mucho más evidente en los países anglosajones que en otros lugares, especialmente, en los países de tradición latina<sup>6</sup>. En el Reino Unido, por ejemplo, la distinción entre las universidades tradicionales y las nuevas creadas durante la década de 1990, prácticamente se superpone con la noción universidades orientadas intensivamente a la investigación frente a las menos selectivas. Curiosamente, graduarse en una universidad de uno u otro grupo tiene un claro impacto en los resultados laborales de los individuos a largo plazo (Bratti et al 2004; Brown 2005; Poder y Whitty, 2008). No hace falta decir que el acceso a instituciones más prestigiosas está altamente estratificado por nivel socioeconómico y por ciertas características tales como el estatus migratorio o el grupo al que pertenecen los individuos (Zimdars et al 2009; Boliver 2011). En los EE.UU., las desigualdades en el acceso a varias de las universidades más

---

<sup>6</sup> Mientras que hasta hace relativamente poco tiempo, las políticas públicas con respecto a la educación superior en el continente europeo buscaban garantizar la igualdad entre las instituciones de educación superior y universidades, la tradición anglo-sajona hace hincapié en la importancia de la diferenciación institucional.

selectivas están ampliamente documentadas e incluso parecen haberse incrementado en los tiempos más recientes, en particular en relación con el status socioeconómico (Astin y Oseguera, 2004; Sigal 2009) y la raza (Hu y San Juan, 2001).

La literatura señala dos condiciones determinantes de la diversificación de las instituciones de educación superior (para una sistematización de argumentos y una revisión de la literatura ver Van Vught, 2007): la uniformidad de las condiciones ambientales (acceso a los fondos y otros recursos) y la influencia de las normas académicas y los valores definitorios de la organización institucional.

- Es evidente que la escasez de recursos expone a las organizaciones a una competencia más intensa para mantener su producción científica e, incluso, para asegurar su supervivencia. En los EE.UU., el apoyo estatal a las universidades públicas disminuyó de manera constante durante las últimas décadas (implicando un aumento significativo de las tasas de matrícula). A su vez, la política de igualdad de acceso, que hasta esos años estaba articulada en torno a un programa de becas, fue poco a poco sustituida por un sistema de préstamos personalizados. En términos generales, el sistema americano puede ser descrito como muy selectivo, aunque el grado de selectividad que aumenta las desigualdades socioeconómicas depende del equilibrio entre la oferta y la demanda (Sigal, 2009). En España, el número de universidades públicas (con el 89.2% de la matrícula de todos los estudiantes en el curso 2008-9, según datos oficiales -INE-) creció significativamente desde 1970 para satisfacer la creciente demanda de educación superior y las aspiraciones de los gestores autonómicos<sup>7</sup>. La velocidad de esta expansión se incrementó notablemente en los años 1980 (de 1982 a 2004, el número de universidades se impulsó de 33 a 70). Desde el año 2000 solo el sector privado se expandió. En otras palabras, la descentralización territorial de España ha facilitado el acceso de las universidades a la financiación pública, independientemente de consideraciones de productividad docente o científica. Como consecuencia del bajo nivel de competencia entre las universidades públicas en España, cabría esperar menos influencia de la universidad en la que se está matriculado sobre el aprendizaje que en los EE.UU.

- Cuando las instituciones de educación comparten una cierta visión de las normas académicas y sus valores en sintonía con los principios científicos son más propensas a adoptar estrategias intensivas en investigación. Mientras que el sistema universitario europeo comenzó hace décadas un proceso de convergencia con los estándares americanos, el ritmo en que se ha producido esta transformación es diferente según los países. Por ejemplo, mientras que los países más pequeños fueron los primeros en adoptar el inglés como lengua de investigación, esto aún no ha sucedido plenamente en Francia, Alemania, Italia y España. El proceso de internacionalización es más lento en España e Italia, que todavía tienen los porcentajes más bajos de la movilidad de salida de profesores a los EE.UU. de entre grandes

---

<sup>7</sup> Hay 74 universidades en 17 regiones. Solo Aragón, Navarra y el País Vasco tienen una universidad.

países europeos (Borghans y Corvers, 2009). Los rankings internacionales de universidades colocan a los EE.UU. como un contexto altamente competitivo (siendo americanas 7 de las 10 instituciones principales) pero también muy heterogéneas (las universidades americanas aparecen a lo largo de todo el rango la clasificación). Por el contrario, el sistema universitario español se presenta homogéneamente en posiciones muy bajas, sin representación en la lista de las 150 mejores instituciones<sup>8</sup>. Como referencia sobre esta distinción fundamental, se esperan efectos de universidad más importantes en los EE.UU. que en España.

## MÉTODO

El análisis de regresión multinivel permite una estimación conjunta de los procesos que se producen en el nivel individual y en el agregado. Esto hace de ella, siendo la mejor herramienta para el análisis de datos que tienen estructura jerárquica. En nuestra base de datos, existen dos niveles de análisis: el estudiante y la facultad/universidad. Las regresiones multinivel necesitan un número mínimo de casos en cada uno de los niveles de estimación. La regla más frecuente, aunque es algo consensual, es que en el nivel superior no haya menos de 30. Los modelos multinivel mejoran los resultados de la regresión tradicional que con variables dependientes se estiman por Mínimos Cuadrados Ordinarios que, ante datos organizados en más de un nivel, produce errores estándar sesgados. Este sesgo resulta de que si la agrupación de observaciones es relevante, en nuestro caso, si el colegio al que asisten los estudiantes supone una diferencia en sus resultados, estos son dependientes de los del conjunto. La especificación de la regresión lineal (1) con una variable continua dependiente ( $y_i$ : los resultados individuales de los tests en matemáticas) se estima como una función de un número de variables independientes observadas para cada caso individual ( $x_1$  a  $x_n$ ).

$$(1) y_i = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_n x_n + \varepsilon_i$$

Nótese que en (1) existe un único residuo aleatorio que ajusta nuestra predicción al valor observado para cada estudiante. En la regresión multinivel (2) el residuo se descompone en dos términos, uno individual y otro para el nivel agregado (facultad). Para ello el término constante se define como el resultado de dos componentes separados

$$\beta_0 = \gamma_{00} + u_{0j}$$

$\gamma_{00}$  es el promedio de los resultados en matemáticas de todos los estudiantes que están en nuestra muestra;  $u_{0j}$  es un ruido aleatorio que corrige el intercepto general para cada facultad. Este segundo residuo es una perturbación aleatoria, una especie de variable latente que capta la especificidad de cada facultad, lo que a su vez se puede explicar utilizando variables independientes de cada uno de los niveles de análisis.

---

<sup>8</sup> Fuente: World University Rankings el 2011-2 por Thomson Reuters (The Times Higher Education World University Rankings).

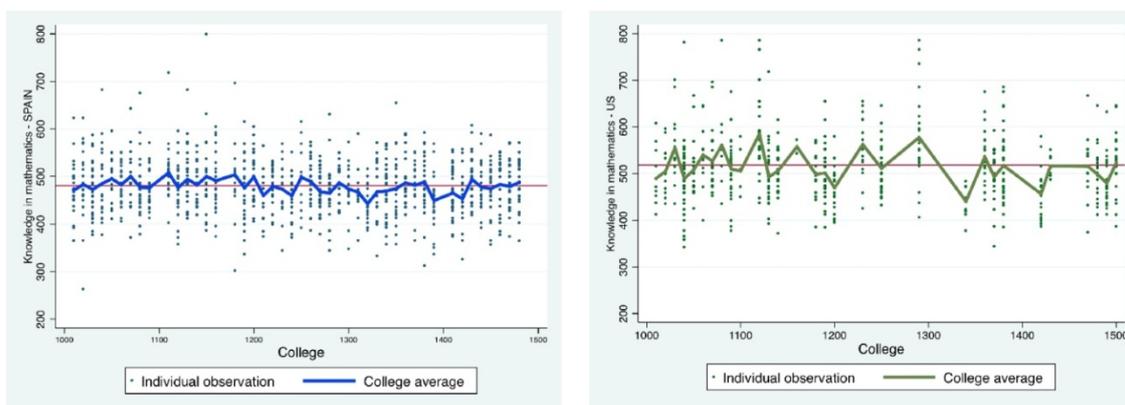
$$(2) y_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_n x_n + \varepsilon_{ij}$$

donde  $\varepsilon_{ij}$  sigue siendo el término de nivel de error individual. Gracias a la descomposición de los residuos en estos dos elementos ( $u_{0j}$  y  $\varepsilon_{ij}$ ) podemos cuantificar de forma adecuada la proporción de la varianza que tiene lugar en cada nivel de análisis y producir una estimación fiable de los efectos de las variables independientes y los contrastes estadísticos de cada uno de ellos<sup>9</sup>.

## RESULTADOS

La Figura 2.1 describe los conocimientos en matemáticas de la distribución dentro y entre universidades. Las observaciones para cada facultad están marcadas con un punto, revelando de esta manera la dispersión que tiene lugar dentro de las universidades. Una gruesa línea que une las universidades proporciona información sobre la variación interna de cada conjunto. Este resumen preliminar revela que, la variación en los programas concurrentes de formación del profesorado parece ser mayor en los EE.UU. que en España. La línea de referencia roja marca la actuación media de los estudiantes que hicieron el examen de matemáticas. Así se ve que las diferencias entre los dos países del análisis no solo están por encima del promedio en la actuación de rendimiento (518 para los EE.UU. y 481 en España). Hay una cantidad muy superior de estudiantes con mejores rendimientos en las universidades norteamericanas, con distribuciones internas más dispersas que en España.

**Figura 2.1-** Información descriptiva de variación entre y dentro de la universidad en el conocimiento de las matemáticas en España y EE.UU.



La Tabla 2.1 proporciona los resultados de dos regresiones multinivel. Los resultados se presentan de forma escalonada para ver el impacto que sobre los componentes de la varianza tiene la introducción en la ecuación de distintos bloques de explicaciones. Para España y los EE.UU., el modelo 0 muestra los modelos vacíos con la partición de la varianza

<sup>9</sup> La cuantificación de la importancia de la agrupación se calcula utilizando la varianza del término de error constante y del acuerdo individual con la siguiente fórmula:  $\rho = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_e^2}$

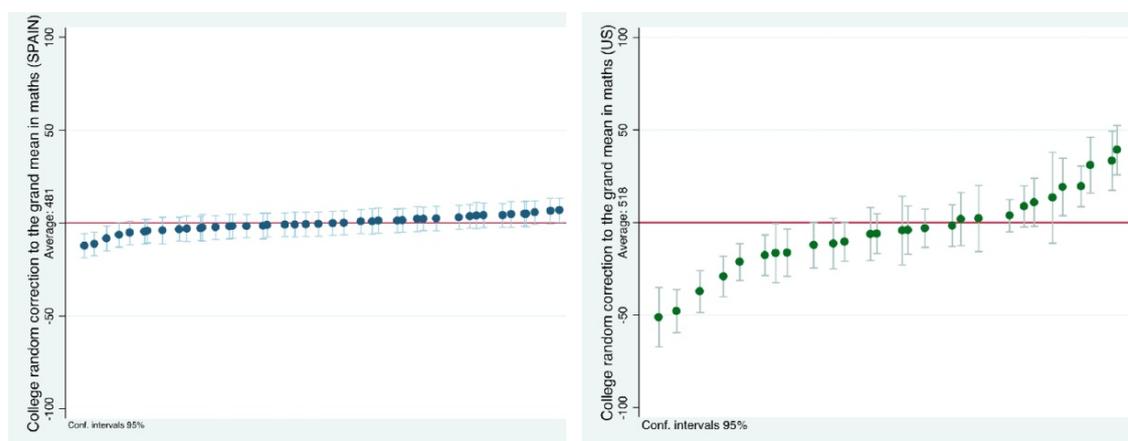
correspondiente. El coeficiente de correlación intra-clase (véase la nota 10) permite calcular cuánto del total de la varianza se ubica en cada nivel. Como era de esperar, la mayor parte de la varianza es a nivel individual en ambos países ( $\sigma_e^2 = 2909.7$  en España y en 4038 en los EE.UU.). Sin embargo, debe tenerse en cuenta que el peso de los factores escolares en relación con los individuales en España es visiblemente menor que en los EE.UU. ( $\sigma_{u0}^2 = 67.1$  en España y 832.6 en los EE.UU.). De esto podemos concluir que mientras que en España la asistencia a una universidad determinada universidad puede determinar solo el 2% de los resultados cognitivos que utilizamos como variable dependiente, en los EE.UU. el coeficiente de correlación interna alcanza el 21%. Esto significa que para predecir el nivel de conocimiento de las matemáticas de un estudiante, conocer la universidad a la que se asiste en este país es hasta un 1000% más importante que en España.

La Figura 2.2 muestra las correcciones aleatorias sobre la constante del modelo que estimamos para cada una de las facultades que forman parte de nuestro análisis con promedio constante, mostrando los intervalos de confianza (95%), para ver si las diferencias entre ellas son estadísticamente significativas. Las líneas de referencia rojas se refieren aquí a la constante media del modelo (según se muestra en la Tabla 2.1). Como se puede ver fácilmente, la desviación de las escuelas norteamericanas con respecto a la media general de cada uno de los modelos es potencialmente mucho mayor en EE.UU. (a la derecha, en verde), que España (a la izquierda, en azul). En otras palabras, la afirmación de que los efectos de facultad son más importantes en los Estados Unidos que en España se mantiene teniendo en cuenta la corrección conservadora que por defecto supone estimar una regresión multinivel (k, también conocido como factor de confianza en la diferencia de los grupos o de encogimiento)<sup>10</sup>. Las diferencias entre facultades en España solo son significativas en los extremos (ya sea por encima o por debajo de la línea de referencia). Las diferencias entre centros en EE.UU. suceden también entre facultades situadas por debajo y por encima de la media.

---

<sup>10</sup> El coeficiente de contracción empuja las diferencias hacia la media general cuando el número de observaciones individuales (nj) es pequeño, así como en el caso de heterogeneidad interna  $\rho = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_e^2/n_j}$

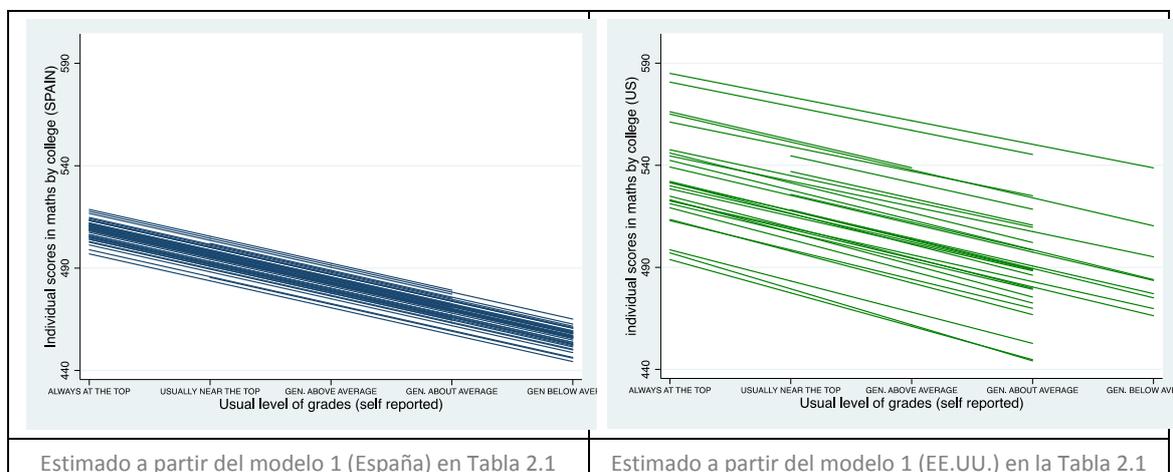
**Figura 2.2-** Términos aleatorios de ajuste a la constante en modelos lineales multinivel vacíos en los que el conocimiento de matemáticas es la variable dependiente en España y EE.UU.



Los primeros modelos de cada país añaden una variable independiente con un impacto menor, aunque sustantivamente muy relevante. Se trata del recuerdo de las notas en la Educación Secundaria con respecto a los compañeros del encuestado. Aunque este tipo de variables son claramente menos fiables que las notas objetivas, la tendencia suele ser correcta (algo que aquí se confirma a través del signo del estimador correspondiente). Más allá de todo ello, su inclusión reduce en parte la heterogeneidad no observada del nivel individual que tiene que ver con las capacidades de los estudiantes y su formación anterior a la entrada en la universidad. La pendiente media de esta variable es negativa, es decir que cuanto mejor recuerda el estudiante que eran sus resultados, mejor son también las notas de los test de matemáticas en el momento de la observación (téngase en cuenta que la escala que ordena las respuestas de los encuestados está invertida). Como era de esperar, esta variable contribuye a explicar una gran proporción de la varianza individual (la dispersión se reduce de  $\sigma^2_e = 3122.27$  &  $4038.78$  en los modelos 0, hasta  $2909.67$  a  $3851.67$  en los modelos 1 para España y EE.UU. respectivamente). El modelo de la Tabla 2.1, incorpora una perturbación aleatoria más, en este caso, la unida al recuerdo de las notas para modelizar su efecto entre escuelas. Al hacerlo así, podemos ver cómo las distintas universidades interfieren sobre los conocimientos previos de los estudiantes y su nivel de éxito. La razón por la que una facultad u otra pueden mejorar o empeorar el recuerdo de los resultados escolares de los encuestados es sencilla. Se podría esperar que las facultades en las que la enseñanza es de más calidad ayuden en mayor medida a los estudiantes a superar sus carencias iniciales. Lo contrario sucedería en el caso de las peores facultades. La dispersión entorno al efecto aleatorio de esta variables es muy pequeña tanto en España (que ronda el 0) como en Estados Unidos ( $\sigma^2_{ui} = 13.13$ ). En cualquier caso, el efecto de esta varianza entre escuelas en función del nivel escolar previo del alumno se muestra en la Figura 2.3. Este gráfico muestra claramente que las

diferencias en la pendiente de las notas en las facultades de ambos países son escasas, aunque algo mayores en el caso de EE.UU.<sup>11</sup>

**Figura 2.3-** ML. Efecto del recuerdo de las notas sobre el conocimiento en matemáticas entre las facultades de España y de Estados Unidos



Finalmente, la especificación completa del modelo (es decir, en los modelos 2 de cada tabla) se añaden a la especificación variables independientes y controles para comprobar el papel que algunas de las explicaciones más comunes sobre el rendimiento tienen en los dos países en los que nos centramos en este trabajo. Entre los controles del nivel individual se incluyen la edad del encuestado y su sexo (siendo 1 el valor que toman las mujeres, que son generalmente menos exitosas que sus compañeros masculinos en competencias matemáticas). La educación de los padres es un predictor irrelevante del conocimiento matemático. Este resultado que es aparentemente contra-intuitivo podría estar relacionado con la selección positiva de los estudiantes que alcanzan la educación superior. Una variable dicotómica modeliza además el efecto de haber cursado cualquier tipo de educación terciaria con anterioridad a 2009. Finalmente se introducen dos variables que recogen aspectos relaciones con la motivación que ha impulsado a los estudiantes a matricularse en magisterio. La primera tiene que ver con motivaciones laborales. La segunda en cambio con el gusto por las matemáticas y su enseñanza. El efecto de ambas variables es muy bajo. Se puede ver que al considerar todas estas explicaciones los residuos del nivel individual encogen enormemente pasando de ser 2909.6 en el modelo 1 para España a 2522.62 en el modelo 2. En EE.UU. el cambio es de 3851.67 a 3731.70.

El modelo final también incluye variables independientes del nivel agregado, es decir, de las facultades. En particular, hay dos variables que la mayor parte de la literatura sobre

<sup>11</sup> El apéndice incluye dos gráficos mostrando los resultados obtenidos de estimar regresiones diferentes para cada facultad. Las diferencias entre estos dos gráficos con respecto a los mostrados en la Figura 2.3 se deben al encogimiento (coeficiente de contracción).

efectos de escuela considera de forma sistemática. El primero tiene que ver con la selectividad de la institución según la opinión que dan los directores de los centros. Resulta llamativo que este parámetro no sea estadísticamente significativo. La segunda es la educación media de los padres de los alumnos que asisten a la misma facultad. Aunque esta variable es poco específica, parece tener una gran importancia empírica y absorbe el efecto de muchas otras variables presentes en el debate aplicado sobre las políticas públicas en materia de educación (especialmente las relacionadas con los recursos materiales y humanos de los centros). Resulta sorprendente que su efecto, también en la educación terciaria sea estadísticamente significativo. La inclusión de estas variables y controles explica en parte algo de la varianza residual asociada a los centros de la muestra. Sin embargo, también aquí existen importantes diferencias. Mientras que en España, la reducción es muy escasa ( $\sigma^2_{u0} = 67.14$  pasa a ser 64.07) es muy importante en EE.UU. (de 658.18 a 338.22).

**Tabla 1.1-** ML (Constante y pendiente aleatoria). Conocimiento en matemáticas

		España			EE.UU.		
		Modelo 0	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 0	Modelo 1	Modelo 2
<b>Notas Secundaria</b>		-13.15***	-9.32***		-14.07***	-11.16***	
		(1.46)	(1.51)		(2.69)	(2.71)	
<b>Características Individuales</b>	Edad		0.48			0.16	
			(0.47)			(0.48)	
	Mujer		-30.01***			-18.32	
			(4.22)			(9.49)	
	Educación padres		-0.18			1.52	
			(0.81)			(1.64)	
	Educación. previa		-9.61***			-2.13	
			(1.63)			(5.35)	
<b>¿Por qué Magisterio?</b>	Motivación laboral		-3.65*			-3.93	
			(1.76)			(3.00)	
	Gusta matemáticas		10.41***			12.74***	
			(2.06)			(2.73)	
<b>Nivel de la facultad</b>	Selectividad		3.20			-6.99	
			(2.59)			(5.14)	
	media(educación padres)		7.18*			25.75**	
			(3.22)			(9.53)	
<b>Constante</b>		479.30***	521.83***	498.20***	513.65***	549.43***	423.80***
		(2.09)	(5.16)	(21.05)	(5.98)	(8.75)	(63.65)
<b>Información del modelo</b>	N	958	958	958	672	672	672
	N. facultades	44	44	44	30	30	30
	$\sigma^2_{u0}$ (Constante)	65.46	67.14	64.07	832.59	658.18	338.22
	$\sigma^2_{u1}$ (Notas)		0.00			13.13	
	$\sigma^2_e$ (Residual)	3122.27	2909.67	2522.62	4038.78	3851.67	3731.70
	$\rho$	0.02			0.21		
	LR test vs. linear reg	4.19*			62.90***		

Leyenda: b/(e.s) \* p<.05; \*\* p<.01; \*\*\* p<.001

## CONCLUSIONES Y DISCUSIÓN

La evidencia que hemos presentado y discutido en este trabajo sobre la importancia de la facultad a la que asisten los alumnos de Magisterio ha evidenciado importantes diferencias entre España y Estados Unidos. Mientras que en el primero de estos dos casos el anidamiento de estudiantes en centros parece ser relativamente poco importante. Nada menos que un sorprendente 2% de la varianza total del conocimiento de los futuros maestros en matemáticas parece deberse a su agrupación en facultades. Dicho de otro modo, además de ser un sistema educativo de poca calidad (por sus calificaciones medias por debajo del promedio internacional), España es un sistema de alta equidad inter-centros. Frente a ello, en EE.UU. un quinto del total de la varianza se debe a diferencias en las facultades (exactamente un 21%).

Estas conclusiones no solo son relevantes para el estudio de la calidad del profesorado en los dos países que comparamos, sino que además lo son para el estudio de los efectos escuela, un área de investigación sociológica que ha ignorado generalmente lo que sucede en la educación superior, centrándose de forma casi exclusiva en la Educación Primaria y Secundaria. Aunque en parte esto se deba al hecho de que existe una importante selección positiva de los estudiantes que alcanzan los últimos estadios del sistema educativo o a la escasez de datos, demostramos aquí que existe un amplio espacio para la especulación teórica sobre las razones por las que los sistemas de educación universitaria pueden diversificarse a través de la heterogeneidad de los centros.

El hecho de que el sistema americano esté mucho más diversificado que el español implica un mayor apego de al menos gran parte de las universidades americanas a estrategias de producción intensivas en investigación. Desde nuestra perspectiva, la transición del modelo americano desde su pasada dependencia de la financiación pública a otros modelos es también determinante del distinto peso que los centros tienen en el conocimiento en los dos países. Por último creemos también que el sistema americano de certificación de la calidad en la formación del profesorado estimula la competición entre centros por hacerse con la garantía de que su formación es la mejor para garantizar el desarrollo profesional de los futuros maestros.

Para finalizar quisiéramos destacar que también en los segmentos superiores del sistema educativo, los efectos de escuela pueden contribuir a la desigualdad educativa y, posteriormente, a la desventaja laboral. La literatura sociológica sobre la desigualdad en la educación universitaria que hasta tiempos recientes se ha limitado al estudio de variables dependientes tales como diferenciales en el acceso, el tipo de institución en el que se matriculan los estudiantes o la finalización de los estudios universitarios, debería también incorporar la investigación sobre los conocimientos de los universitarios.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alexander, A., y Oseguera, L. (2004). The Declining 'Equity' of American Higher Education'. *The Review of Higher Education*, 27(3): 321-341.
- Boliver, V. (2011). Expansion, differentiation and the persistence of social class inequalities in British higher education. *Higher Education: The International Journal of Higher Education Research*, 61(3): 229-242.
- Borghans, L., y Cörvers, F. (2009). The Americanization of higher education and research. *National Bureau of Economic Research working papers series*, number 15217.
- Boudon, R. (1974). *Education, opportunity, and social inequality; changing prospects in Western society*. New York: Wiley.
- Bourdieu, P., y Passeron, J.C. (1977). *Reproduction in education, society and culture*. London. Beverly Hills: Sage Publications.
- Bourdieu, P. (1974). The School as a Conservative Force. Pp. 1-39 in *Contemporary Research in the Sociology of Education London*, edited by S.J. Eggleston. Methuen.
- Bratti, M., McKnight, A., Naylor, R., y Smith, J. (2004). Higher education outcomes, graduate employment and university performance indicators. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 167(3).
- Breen, R., y Goldthorpe, J.H. (1997). Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory. *Rationality and Society*, 9: 275-305.
- Breen, R., Luijckx, R., y Muller, W. (2005). *Non-persistent inequality in educational attainment*, in EDUCSOC-EQUALSOC. Mannheim.
- Coleman, J. S. (1966). *Equality of educational opportunity*. Washington: US Dept. of Health Education and Welfare Office of Education.
- Dronkers, J., y Robert, P. (2003). The Effectiveness of Public and Private Schools from a Comparative Perspective. *EUI Working Papers 2003*.
- Duru-Bellat, M. (2002). *Les inégalités sociales à l'école. Genèse et mythes*. Paris: PUF.
- Egido, I., y López, E. (2013). Análisis del prácticum en los estudios de Magisterio en España a partir de los datos de TEDS-M. *En este mismo volumen*.
- Erikson, R., y Goldthorpe, J.H. (1992). *The constant flux: a study of class mobility in industrial societies*. Oxford: Clarendon Press Oxford University Press.

Gambetta, D. (1987). *Were They Pushed or Did They Jump?* New York: Cambridge University Press.

Halsey, A. H., Heath, A.F., y Ridge, J.M. (1980). *Origins and destinations: family, class, and education in modern Britain*. Oxford: Oxford University Press.

Hu, S., y St. John, E.P. (2001). Student persistence in a public higher education system: understanding racial and ethnic differences. *The Journal of higher education*, 72(3): 265-286

INEE (2012). *TEDS-M. Estudio sobre la formación inicial en Matemáticas de los maestros. Informe español*. Madrid. MECD.

Lacasa, J.M., y Rodríguez, J.C. (2013). Diversidad de centros, conocimientos matemáticos y actitudes hacia la enseñanza de las matemáticas de los futuros maestros en España. *En este mismo volumen*.

Lucas, S. R. (2009). Stratification theory, socioeconomic background, and educational attainment: A formal analysis. *Rationality and Society*, 21, 459-511.

Lucas, S.R. (2001). Effectively Maintained Inequality. *American Journal of Sociology*, 106: 1642-90.

Marshall, G., Swift, A., y Roberts, S. (1997). *Against the odds? social class and social justice in industrial societies*. Oxford: Oxford University Press.

Montalvo, J.G., y Gorgels, S. (2013). Calidad del profesorado, calidad de la enseñanza y aprendizaje. *En este mismo volumen*.

Murphy, J. (1990). A Most Respectable Prejudice: Inequality in Educational Research Policy. *British Journal of Sociology*, 41: 29-54.

OECD (2011). *PISA 2009 at a Glance*. OECD: Paris.

Power, S., y Whitty, G. (2008) Graduating and gradations within the middle class: the legacy of an elite higher education. *Cardiff School of Social Sciences, Working Paper Series Paper 118*, September.

Raftery, A.E., y Hout, M. (1993). Maximally Maintained Inequality. *Sociology of Education*, 66: 41-62.

Shavit, Y., y Blossfeld, H.P. (1993). *Persistent inequality: changing educational attainment in thirteen countries*. Boulder, Colo.: Westview Press.

Sigal, A. (2009). The Evolution of Class Inequality in Higher Education: Competition, Exclusion, and Adaptation. *American Sociological Review*, 74(5): 731-755.

Sullivan, A., y Heath, A. (2002). State and Private Schools in England and Wales. *Oxford University Department of Sociology Working Paper Series 2*.

Tatto, M. T., Schwille, J., Senk, S.L., Ingvarson, L., y Rowley, G. (2011). *Policy, Practice, and Readiness to Teach Primary and Secondary Mathematics in 17 Countries*. IEA.

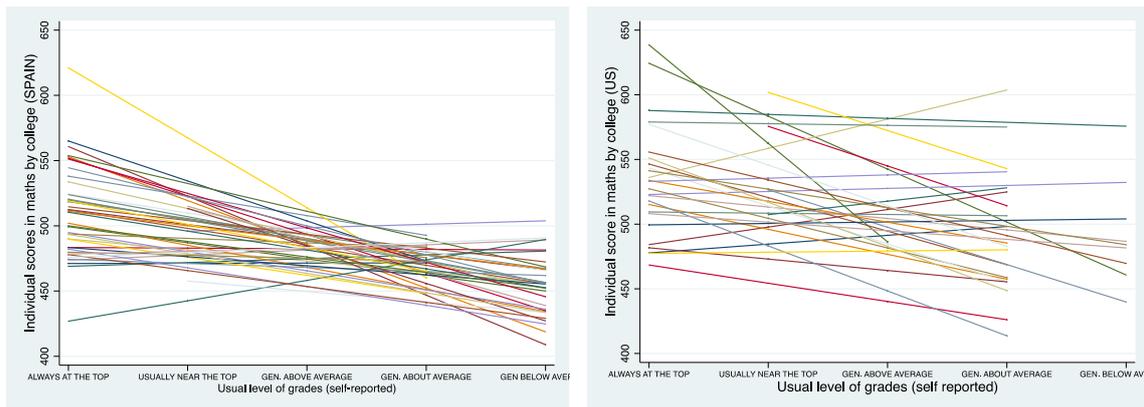
Van Vught, F. (2007). *Diversity and Differentiation in Higher Education Systems* (paper conference). Higher Education in the 21st Century – Diversity of Missions (OECD).

Zimdars, A., Sullivan, A. y Heath, A. (2009). Elite Higher Education Admissions in the Arts and Sciences: Is Cultural Capital the Key? *Sociology*. 43(4): 648-666.

Tabla 2.A.1- Descriptivos

	España			EE.UU.		
	N.	Media	Desv. Típ.	N.	Media	Desv. Típ.
Matemáticas	1093	479.3	56.5	642	511.6	69.6
Selectividad	1068	4.0	0.8	686	2.5	1.0
Edad	1093	23.2	4.4	840	25.2	5.9
Mujer	1093	0.8	0.4	840	1.0	0.3
Media (Educ. padres)	1093	3.4	0.7	831	5.1	1.6
Educ. padres	1054	3.4	2.1	686	2.2	0.5
Educación previa	1048	2.3	1.1	684	1.7	0.9
Notas en Secundaria	1080	3.2	1.1	679	1.9	1.0
Motivación: laboral	1059	2.1	0.9	840	3.1	1.0
Motivación: Matemáticas	1064	1.8	0.9	840	5.1	0.5

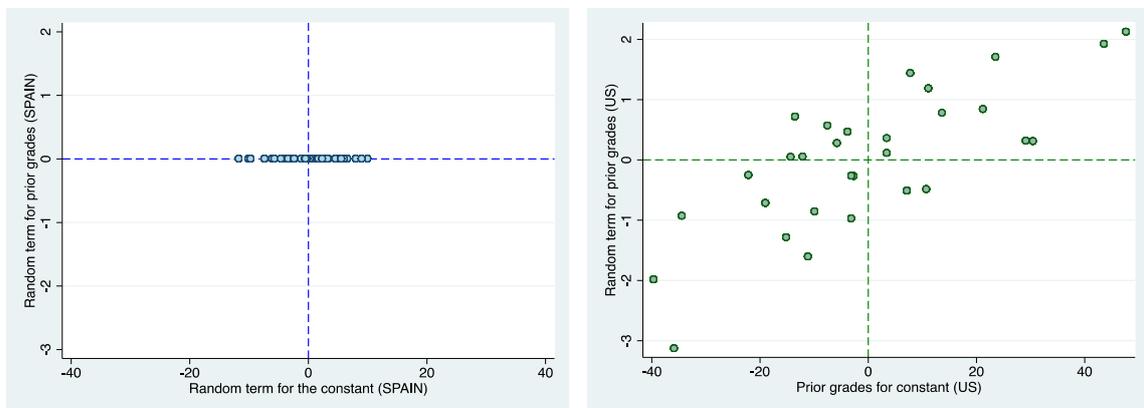
Figura 2.A.1- MCO. Efecto de las notas recordadas en el conocimiento en matemáticas en facultades de España y EE.UU.



Fuente: Elaboración propia a partir de TEDS-M (España)

Fuente: Elaboración propia a partir de TEDS-M (EE.UU.)

Figura 2.A.2- Scatter plot perturbaciones de la constante – perturbaciones en la pendiente (notas en Secundaria)



Estimado del modelo 1 en Tabla 1 (España)

Estimado del modelo 1 en Tabla 1 (EE.UU.)