

Factores que favorecen la resiliencia académica: un análisis a partir de los datos de PISA 2015 de los países GIP

JOSÉ GARCÍA CLAVEL

Universidad de Murcia

FRANCISCO JAVIER GARCÍA CRESPO

Instituto Nacional de Evaluación Educativa, INEE

LUIS SANZ SAN MIGUEL

Instituto Nacional de Evaluación Educativa, INEE

jjgarvel@um.es

Desde hace unos años la OCDE destaca en el informe derivado de PISA la existencia de un grupo de estudiantes que, en contra de lo que por su bajo nivel socioeconómico podría esperarse, obtienen unos resultados académicos excelentes. Ya varios estudios han analizado qué factores y condiciones facilitan la aparición de esta resiliencia académica, tanto a nivel estudiante como a nivel escuela. En este análisis presentamos una novedosa forma de definir el estudiante resiliente. Lo aplicamos a los jóvenes de una selección de países iberoamericanos que participaron en PISA 2015, por considerar que su situación presenta ciertos rasgos comunes que permitirá comparar los resultados. Comenzamos definiendo primeramente la resiliencia a partir de los diez valores plausibles en Ciencias, y el ESCS¹ del

estudiante. Una vez encontrados los estudiantes resilientes de cada país, analizamos, mediante una regresión logística multinivel, qué factores se relacionan con la resiliencia académica. Comprobamos que, a pesar de la similitud, los factores que influyen en la resiliencia difieren de unos países a otros. Y que se trata en todo caso de factores individuales, ligados a la persona, sin que se aprecien diferencias relevantes entre escuelas dentro de un mismo país. Quizás por eso llama la atención el hecho de que, en todos los países analizados, los chicos tienen más probabilidad de ser resilientes que las chicas y que una cierta disciplina escolar promueve estudiantes resilientes. De los resultados se derivan algunas implicaciones de política educativa.

Keywords: PISA 2015; resiliencia académica; GIP; regresión logística multinivel.

¹ ESCS: *index of Economic, Social and Cultural Status*. Una medida del nivel socioeconómico del estudiante construido a partir de las posesiones, el nivel de estudios

de los padres y otros indicadores manifestados por el alumno en su cuestionario de contexto.

INTRODUCCIÓN

De entre todas las habilidades no cognitivas¹, la resiliencia es posiblemente la que más interés ha despertado en las autoridades educativas. La resiliencia académica, esa capacidad de algunos estudiantes para sobreponerse a una situación adversa y, rompiendo los pronósticos, lograr unos resultados educativos a la altura de los mejores, se mira con optimismo, como un factor que permitiría la promoción de los estudiantes menos favorecidos. La OECD² por ejemplo, desde la publicación *Against the odds: disadvantage students who succeed in school* (OECD, 2011) ha incluido siempre en todos sus informes una referencia expresa a los alumnos resilientes, incluso promoviendo trabajos específicos sobre ese tema (Agasisti et al., 2018).

También los investigadores en educación han encontrado un reto en este terreno: ¿cómo promover la resiliencia? Lo que implica antes dos preguntas previas: ¿qué características tienen los estudiantes resilientes?, y ¿qué es un estudiante resiliente? En efecto, aunque el concepto de la resiliencia está claro, sin embargo a la hora de modelizar, el investigador debe tomar varias decisiones que condicionan la validez de sus resultados. En primer lugar, tendrá que especificar qué se entiende por “situación desfavorecida”. Para la OECD, y usando datos de PISA, un estudiante está en desventaja socioeconómica si su ESCS está en el primer cuartil (versión de 2011) o el primer tercil (versión de 2015) de su país.

Respecto a la segunda condición necesaria para que un estudiante sea clasificado resiliente, es decir haber alcanzado la “excelencia”, también los autores han empleado diversos criterios. En una primera versión, para la OECD (2011), un estudiante era excelente cuando su puntuación en la prueba de Lectura, una vez descontado el efecto socioeconómico³, estaba por encima del tercer cuartil, distinguiendo dos casos: que esté en el último cuartil nacional, es decir, entre el 25% de los estudiantes de ese país que mejores resultados obtienen, o que estén en el cuarto cuartil a nivel internacional, una vez descontado el efecto de su ESCS.

El trabajo que ahora presentamos aborda cada una de estas preguntas para un grupo concreto de países con características similares: el grupo de los países iberoamericanos que participan en PISA⁴: Brasil, Chile, Costa Rica, México, Portugal, España y Uruguay. Siguiendo los trabajos de Cheung et al. (2014), Erberber et al. (2015) o Agasisti et al. (2018), también nosotros recurriremos a la base de datos que proporciona PISA 2015.

¹ Para una propuesta de clasificación de las habilidades no cognitivas y el papel que la resiliencia ocupa entre ellas se puede consultar Clavel (2018).

² *Organisation for Economic Co-operation and Development*

³ Los autores no han logrado saber con precisión cómo la OECD ha aplicado en sus cálculos este “una vez descontado el efecto socioeconómico”. El sentido de la frase es claro y parece lógica esa estrategia, pero los resultados que hemos obtenido probando diversas aproximaciones econométricas no coincide con el que presenta la OECD. Tampoco, hasta la fecha, hemos visto en la literatura replicar los porcentajes *oficiales* de resiliencia por países.

⁴ También participaron la República Dominicana, Perú, Colombia, Argentina y Puerto Rico (USA). pero por diversos motivos (tamaño insuficiente de la muestra, muestreo problemático, falta de cuestionario de familias, etc.), sus resultados no han sido incluidos en el análisis que ahora presentamos.

El resto del trabajo sigue la estructura tradicional. Una segunda sección en la que se presenta la metodología empleada y se describen las variables empleadas en el estudio; una tercera sección en la que se muestran los resultados más relevantes. El trabajo se cierra con unas conclusiones y las referencias bibliográficas.

METODOLOGÍA

Los datos de este estudio provienen de la base de datos resultante del *Programme for International Student Assessment, 2015*. La muestra de países seleccionados para este trabajo representa a más de 4.600.000 alumnos de 15 años. El Índice de Cobertura 3 (cobertura de la muestra en relación con la población de 15 años del país) oscila entre el 0.909 de España y el 0.617 de México (tasa muy baja consecuencia de que sólo el 62% de los jóvenes de esa edad están escolarizados en el Grado 7 o superior).

Una vez seleccionados los países, como el objetivo del trabajo es el estudio de los alumnos resilientes, se filtra la muestra para retener los estudiantes cuyo ESCS pertenece al cuartil primero (ESCS menor o igual que Q1) dentro del país. De este modo, y una vez tratados los valores perdidos con los procedimientos habituales, la muestra queda en 15.515 estudiantes que representan a 1.110.276 jóvenes de 15 años de esos países. Todos ellos, según los modelos al uso, por provenir de entornos económicos desfavorecidos, tienen menor probabilidad que sus compañeros nacidos en mejores situaciones socioeconómicas de sobresalir en sus estudios. Y sin embargo, de entre ellos, un 14.7%, algo más de 163.000 estudiantes, logran unos resultados académicos excelentes en ciencias: son los estudiantes resilientes; el por qué se etiqueta a un estudiante como “resiliente” lo abordaremos en el siguiente subsección.

La definición de resiliente

En este trabajo clasificamos a un alumno como resiliente en Ciencias cuando está situado en el cuarto inferior del ESCS de su país y, en cambio, su rendimiento está en el cuarto superior en la escala de ciencias una vez que se ha descontado el ESCS del alumno.

Para llegar a esta clasificación de los estudiantes resilientes se han seguido varios pasos. En el primer paso se ha usado un modelo de regresión lineal por países, para todos los países participantes del estudio PISA y posteriormente se construye la regresión media de entre todas las regresiones anteriores. La variable dependiente viene determinada por el rendimiento en ciencias a partir de los diez valores plausibles extraídos de la distribución del rendimiento del estudiante. La variable independiente es el ESCS dado por PISA. El modelo de regresión lineal es:

$$PVSCIE_i = \beta_0 + \beta_1 ESCS_i + \varepsilon_i$$

Siendo ε_i los errores, cuya distribución se supone normal de media 0 y varianza σ^2 . Los estimadores de los coeficientes de la regresión se muestran en la Tabla 1.

	<i>Coefficientes</i>	<i>Error típico</i>
$\hat{\beta}_0$	474,55	0,39
$\hat{\beta}_1$	33,75	0,33

Tabla 1. Coeficientes de la regresión lineal de los valores plausibles de Ciencias en función del ESCS para el caso español.

Con lo que el valor esperado del rendimiento del alumno en función su ESCS resulta:

$$E[\widehat{PVSCIE}_i] = 474.55 + 33.75 \cdot ESCS_i$$

La segunda fase para seleccionar al alumno resiliente consiste en trasladar la regresión al tercer cuartil de rendimiento. Para ello, se traslada la regresión anterior a un nuevo centroide cuya componente en ordenadas es el tercer cuartil de rendimiento de todos los países participantes $Q3_{PVSCIE} = 540,16$. De esta manera, la ecuación del modelo queda:

$$\widehat{Q3}_{PVSCIE_i} = 540.16 + 33.75 \cdot ESCS_i + \varepsilon_i$$

Con lo que el valor esperado sería:

$$E[\widehat{Q3}_{PVSCIE_i}] = 540.16 + 33.75 \cdot ESCS_i$$

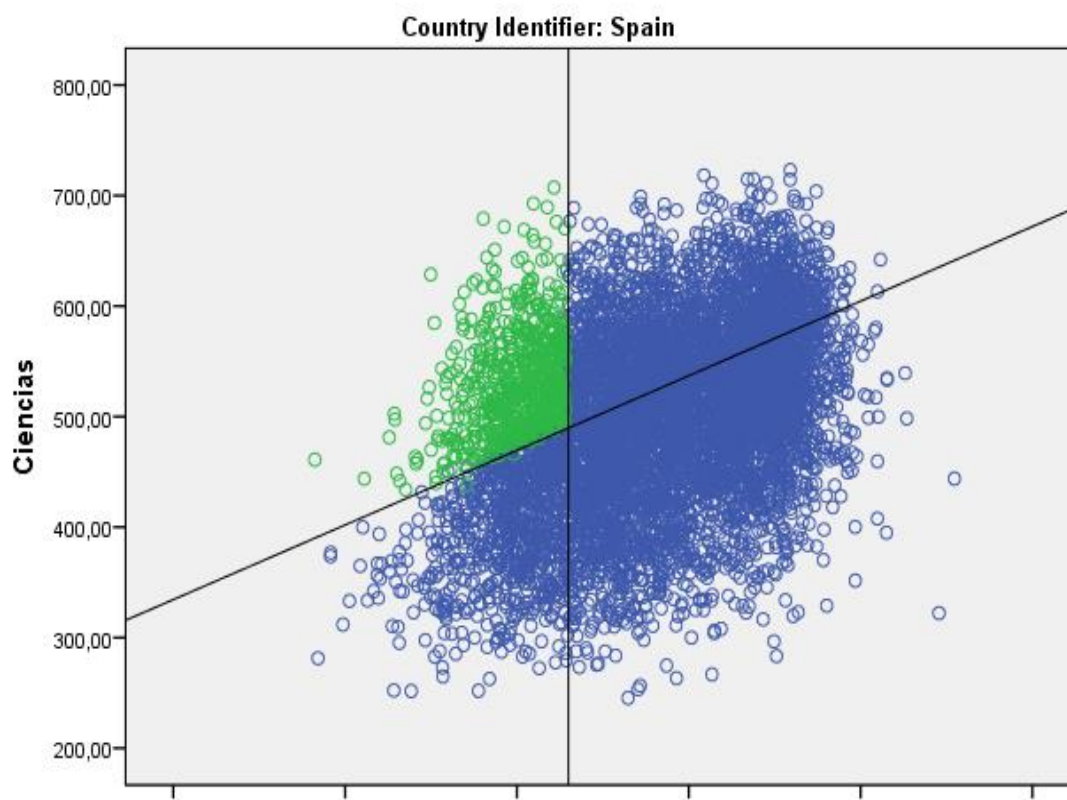
En este momento se utilizará $E[\widehat{Q3}_{PVSCIE_i}]$ para obtener el punto de corte en función del ESCS. Serán alumnos resilientes aquellos cuyo ESCS está en el primer cuartil del total de alumnos del país y seis de sus diez valores plausibles superan el valor esperado ($E[\widehat{Q3}_{PVSCIE_i}]$) según su ESCS, es decir, se encuentran por encima de la recta de regresión. Concretamente, se toma cada valor plausible del alumno y se compara con el valor de corte según el ESCS del mismo. Se obtienen así 10 valores «resilientes plausibles», PR1, ..., PR10:

$$PR_i = \begin{cases} 1 & \text{si } E[\widehat{Q3}_{PVSCIE_i}] \leq PVSCIE_i \\ 0 & \text{si } E[\widehat{Q3}_{PVSCIE_i}] > PVSCIE_i \end{cases} \quad i = 1, 2, \dots, 10$$

Finalmente, si al menos seis de los diez valores resilientes plausibles toman el valor 1 significaría que el rendimiento esperado de este alumno está por encima del valor esperado para los alumnos cuyo rendimiento está en el cuarto más alto de rendimiento en la escala de ciencias para todos los países participantes en el estudio PISA.

La Figura 1 muestra el caso de los alumnos resilientes españoles. El Q1 para España del ESCS es -1,4289, que corresponde con la línea vertical de la gráfica. Por otra parte, el valor esperado para el tercer cuartil de rendimiento para cada alumno en función de su ESCS viene determinado por la recta de regresión que aparece sobre la nube de puntos. Así pues, atendiendo a la definición de alumno resiliente que hemos fijado al principio de esta subsección, los alumnos resilientes corresponderán con los puntos verdes situados sobre la línea de regresión y a la izquierda de la línea vertical que determina el primer cuartil de ESCS. Este conjunto de alumnos representa el 39,6% del total de alumnos españoles de 15 años candidatos a ser resilientes.

Figura 1. Alumnos resilientes en España, para PISA 2015. Elaboración propia.



LAS VARIABLES EXPLICATIVAS

La naturaleza jerárquica de los datos recomienda tener en cuenta variables explicativas individuales, propias de cada estudiante, y variables que son propias de cada escuela y las comparten todos los estudiantes que acuden al mismo centro educativo. Presentamos a continuación cada uno de esos bloques de variables.

Primer Nivel: características de los estudiantes

Considerando la naturaleza de la variable observada, clasificamos las variables explicativas individuales en cuatro categorías: características objetivas de los estudiantes, características relacionadas con su entorno de trabajo, características que hacen referencia a percepciones subjetivas de los apoyos que recibe, y finalmente características derivadas de su actitud antes las nuevas tecnologías. Dentro del primer grupo está el sexo (FEMALE) y si ha repetido algún año (REPEAT). La variable inmigrante (de primera o de segunda generación) fue excluida del análisis debido a su heterogeneidad entre los países estudiados, que hacía imposible la comparación de los resultados⁵.

⁵ Algo similar ocurre con la variable que recoge la duración de la educación temprana (DURECEC) que oscilaba entre los 2,7 años de media en Brasil (con una desviación típica de 1,82) y los 1,53 años de media de Costa Rica, con 1,53 de desviación típica, con un mínimo de cero y un máximo de siete u ocho años dependiendo de los países.

Las características del modo de trabajar forman el segundo bloque de variables. Pensamos que los aspectos más relacionadas con la resiliencia son tres: cómo se relaciona con sus compañeros, cómo percibe que sus compañeros son tratados por el profesor en clase y si hay cierta disciplina en su clase de ciencias. Se trata de valorar una destreza no cognitiva que tiene que ver con “hacerse cargo de la situación”, de salir de uno mismo. La primera de las variables, la relación con sus compañeros, está recogida en PISA 2015 en la variable COOPERATE (ST082), construida a partir de la información recogida en el dominio “resolución de problemas”. Cada estudiante tenía que responder si estaba de acuerdo o no con cuatro afirmaciones: si es un buen “escuchador” de sus compañeros, si se alegra de los éxitos de los demás, si tiene en cuenta los intereses de los otros y, finalmente, si disfruta considerando otras perspectivas diferentes a las suyas. La segunda variable de este bloque se denomina ADINST y, como el anterior caso, se trata de un índice construido a partir de las preguntas del cuestionario ST107: “el profesor adapta las lecciones a las necesidades de mis compañeros”; “el profesor proporciona ayuda personal cuando un estudiante tiene dificultades” y, por último, “el profesor modifica la estructura de las clases cuando es necesario por la dificultad de un tema”. Aunque la codificación en el cuestionario fue inversa (1: “lo hace en todas las lecciones”; 4: “no lo hace nunca”) el índice ya se ha calculado corregido de manera que una mayor valoración de ADINST implica que el profesor hace adaptaciones en sus lecciones cuando el tema tratado lo requiere por su dificultad. La tercera de las variables de este bloque, que hace referencia a su percepción del nivel de disciplina en su clase de ciencias (DISCLISCI, la pregunta ST097) se ha construido a partir de las preguntas del cuestionario de estudiante: “los estudiantes no suele escuchar lo que dice el profesor”, “hay ruido y desorden en clase de ciencias”, “el profesor tiene que esperar hasta que la clase está en silencio para comenzar”, “los estudiantes no pueden trabajar bien” y “los estudiantes tardan en empezar a trabajar una vez que la clase ha comenzado”. También en este caso la codificación es inversa (1: en todas las clases, ..., 4: nunca o casi nunca), por tanto, cuanto mayor sea el índice, más disciplina percibe el estudiante en su clase de ciencias.

El tercer bloque de variables que influyen en la resiliencia proviene de la relación del estudiante con sus padres y profesores. Como estamos valorando una destreza no cognitiva, parece conveniente incluir, como posible variable explicativa, la valoración subjetiva que tiene el estudiante de quince años del apoyo que recibe de sus mayores, padres y profesores. PISA 2015 deriva varias medidas del apoyo paterno. Nosotros hemos escogido EMOSUPS construida a partir de las respuestas dadas por el estudiante (ST123). Hay otras variables muy interesantes derivadas del cuestionario de los padres, pero para la muestra de países que hemos escogido emplear el cuestionario de padres reducía demasiado el tamaño muestral, no permitiendo obtener resultados fiables. Entre las preguntas que se le hacen al estudiante está por ejemplo: “mis padres están interesados en las actividades escolares que realizo” o “mis padres me apoyan cuando tengo dificultades en la escuela”. En cuanto al apoyo de los profesores, las respuestas de los estudiantes en la cuestión ST100. En concreto, la percepción que tiene el estudiante de si “el profesor ayuda a los estudiantes en su aprendizaje” o si “el profesor muestra interés en que los alumnos entiendan”. Recibe el nombre de TEACHSUP, y un mayor valor en este índice indica que el alumno percibe que el profesor se implica con mayor dedicación en el progreso en ciencias de la clase.

Para terminar, hemos incluido en el modelo dos variables que reflejan la relación del estudiante con las tecnologías de la información y de la comunicación (ICT), a partir de la información recogida en el cuestionario del estudiante sobre tecnologías (ICQ). Esa información incluye diversas medidas del uso y la disponibilidad de las ICT, pero en nuestro estudio, acorde con el enfoque personal, hemos seleccionado INTICT (IC013) que mide el interés del estudiante por las nuevas tecnologías, a partir de preguntas como “me siento mal si no tengo conexión a internet” y la SOIAICT (IC016), un índice que mide el uso que hace el joven de las “nuevas” tecnologías con el fin de ser socialmente visible. Algunas de las preguntas que sirvieron para su elaboración fueron: “me gusta encontrarme con mis amigos y jugar en internet” y “me gusta compartir información sobre aparatos digitales con mis amigos”. Esperamos respuestas muy diferentes dependiendo de los países, pero entendemos que en cualquier caso se trata de unas variables que hay que empezar a incluir en los modelos si se quiere conocer cómo se desenvuelven actualmente los jóvenes en sus relaciones sociales.

Segundo Nivel: características de las escuelas

Por encima del primer nivel están los centros. Siguiendo la literatura tradicional incluimos variables relacionadas con las características de las escuelas, el comportamiento de profesores y alumnos a partir de la información recogida en el cuestionario de los directores de los centros además de alguna medida de los recursos disponibles en los centros educativos.

La información relativa a los comportamientos de alumnos y profesores que, en opinión de los directores, afecta a los estudiantes está recogida en las preguntas SC061. Referente a los profesores, se pregunta por su absentismo, por su rigidez para cambiar, o por su comportamiento demasiado estricto con los estudiantes entre otras cosas. Respecto a los propios estudiantes, al director se le pregunta por la existencia de *bullying*, sobre el consumo de drogas, o acerca de las faltas de asistencia a clase. Con esta información, se construyen dos índices: el TEACHBEHA para los profesores, y el STUBEHA para los alumnos. Las categorías de las preguntas del cuestionario del director van desde el 1 (nunca o casi nunca) al 4 (muchas veces), y se ha respetado esa ordenación en los índices. Por tanto, a mayor valor, más problemas afectan al aprendizaje en ese centro.

La disponibilidad de recursos educativos en la escuela está medida por la variable STAFFSHORT, que a su vez deriva de diversas preguntas contenidas en SC017, incluyendo referencias a la falta de libros de texto, espacios adecuados o laboratorios en condiciones, y por la variable STRATIO, calculada directamente a partir de SC018 y SC002 y que recoge el número de estudiantes por profesor. Estas variables de segundo nivel se completaron con las medias de DISCLISCI, disciplina en el centro a juicio del director, y del ESCS medio del centro para reflejar un efecto compañero.

Los datos fueron tratados en etapas previas con SPSS, y con el IDBAnalyzer de la IEA según correspondía en cada caso para respetar la naturaleza de los datos de PISA 2015 (ponderaciones, iteraciones, valores plausibles, estructuras anidadas,...). En la Tabla 2 se describe, para cada uno de los siete países analizados, las variables que se incluyen en las estimaciones.

Tabla 2. Tamaño de la muestra, valores medios de los índices para las variables continuas y porcentajes para las variables categóricas empleadas, para cada uno de los países, restringido a los estudiantes que pertenecen al primer cuarto de ESCS.

	BRA	CHL	CRI	ESP	MEX	PRT	URY
Muestra	5680	1361	1599	1555	1658	2202	1460
RESILIENTE	10,6%	16,8%	10,4%	39,5%	21,3%	41,7%	16,9%
RESILIENTE/MUJER	9,4%	11,7%	7,1%	37,6%	16,0%	38,7%	15,7%
REPITE	37,6%	28,6%	40,9%	53,1%	9,7%	44,0%	49,3%
COOPERATE	-0,1312	-0,037	0,3451	0,0655	0,1307	0,3099	-0,0006
ADINST	-0,0012	0,1417	0,1604	0,1806	0,2825	0,5765	-0,1131
DISCLISC	-0,2031	-0,1705	0,1452	-0,1193	0,1179	0,0694	-0,1530
EMOSUPS	-0,1940	-0,1084	0,3157	-0,0999	-0,0325	0,1195	-0,0875
TEACHSUP	0,4096	0,3611	0,4740	0,1569	0,4886	0,5068	0,3168
INTICT	-0,0989	-0,1451	0,0606	0,1481	-0,5383	0,3658	-0,3222
SOIAICT	0,1002	0,0414	0,2667	0,1631	-0,0248	0,4123	0,1528
SCHTYPE púb	96,9%	45,8%	85,7%	72,0%	95,9%	94,7%	96,3%
TEACHBEHA	0,5412	0,9091	0,4047	0,0496	0,3099	0,2177	0,8815
STUBEHA	0,8090	0,4021	0,7977	0,2859	0,4479	0,3948	0,4970
STAFFSHORT	0,1073	-0,1528	0,8722	0,5662	0,3078	0,9940	0,5468
STRATIO	31,9	22,1	17,4	11,8	32,6	10,8	14,2

LA ESTIMACIÓN LOGÍSTICA MULTINIVEL

Dada la naturaleza dicotómica de la variable dependiente y la estructura jerárquica de los datos, hemos optado por un modelo multinivel logístico *random-intercept model with covariates*. La estimación la hemos realizado con HLM, que ofrece para estos modelos dos tablas de resultados: las estimaciones que denomina *population-average model*, y las que llama *unit-specific model* ambas proporcionando una estimación robusta de los errores estándar. En nuestro caso, los resultados que interesan son los primeros. Los parámetros se estimaron teniendo en cuenta la ponderación de los estudiantes y las escuelas de cada país. Los pesos de los estudiantes se recalcularon en SPSS dividiéndolos por el peso de sus escuelas y los pesos de las escuelas se calcularon como la suma de los pesos de los estudiantes con un ESCS en el Q1 que pertenecen a cada escuela (Agasisti et al. 2018).

Una segunda advertencia en estas estimaciones tiene que ver con el tratamiento de la varianza del residuo de primer nivel. Al tratarse de un modelo logístico, la variabilidad de la perturbación aleatoria depende de los valores que toman las variables explicativas (Hosmer y Lemeshow, 2000). En este trabajo, siguiendo la práctica habitual fijaremos esa varianza $\pi^2/3$, aunque algunos autores ya han señalado el inconveniente de fijar esa varianza (Williams, 2010), y han propuesto, precisamente para un caso similar al nuestro, la estimación mediante modelos de elección heterogénea, que permiten recoger la variabilidad entre grupos en la estimación final (Sandoval-Hernández y Białowski, 2016). La consecuencia más evidente de la decisión en torno al valor que se asigna a la varianza de los residuos del primer nivel está en el cálculo de la correlación entre clases, ICC, que quedaría:

$$ICC = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \pi^2/3}$$

donde σ_u^2 es la varianza de los residuos del segundo nivel (L2) en el modelo:

$$\text{logit}\{\Pr(y_{ij} = 1 | x_{ij}, \xi_j)\} = \beta_{0j} + \sum_k \beta_{1k} x_{k,ij} + \varepsilon_{ij} \quad (L1)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \sum_m \gamma_{01,m} g_{m,j} + u_{0j} \quad (L2)$$

siendo $x_{k,ij}$ las variables explicativas relativas a los estudiantes (primer nivel) y $g_{m,j}$ las variables del nivel segundo que hacen referencia a las escuelas. Las perturbaciones aleatorias u_{0j} se supone que son independientes e idénticamente distribuidas para cada colegio, siguiendo una $N(0, \psi)$, independiente de las explicativas x_{ij} . Dados u_{0j} y x_{ij} , supondremos que las respuestas y_{ij} del estudiante i en la escuela j se distribuyen como modelos de Bernoulli independientes.

RESULTADOS

Los resultados serán presentados en tres fases. Primero comentaremos el modelo nulo o vacío para cada uno de los países, por las consecuencias que tienen los resultados para las sucesivas estimaciones. A continuación presentaremos un modelo sólo con explicativas en el primer nivel y, finalmente, introduciremos las variables de segundo nivel, las escuelas.

El modelo nulo.

El primer modelo que estimamos es simplemente:

$$\text{logit}\{\Pr(y_{ij} = 1 | x_{ij}, \xi_j)\} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (L1)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (L2)$$

donde β_{0j} es el intercepto para cada una de las j escuelas, que sería igual a un intercepto medio γ_{00} más una perturbación aleatoria en el segundo nivel u_{0j} . Tanto esta perturbación como ε_{ij} en el nivel primero, siguen las distribuciones ya señaladas en el apartado anterior. Los resultados de las estimaciones para cada uno de los países están recogidos en la Tabla 3.

Tabla 3: Estimación de los efectos fijos en el modelo Nulo para cada uno de los países el valor estimado de la constante, B0, con su error estándar; el *odd ratio* correspondiente, ODD.R; la varianza estimada, σ_u^2 , con el valor asociado al contraste de hipótesis nula $\sigma_u^2 = 0$; y el índice de correlación entre clases.

BRA		CHL		CRI		ESP		MEX		POR		URY	
B0	ODD.R	B0	ODD.R	B0	ODD.R	B0	ODD.R	B0	ODD.R	B0	ODD.R	B0	ODD.R
-2,013	0,134	-1,830	0,160	-2,106	0,122	-0,445	0,641	-1,386	0,250	-0,431	0,650	-1,604	0,201
0,087		0,121		0,110		0,072		0,129		0,083		0,100	
σ_u^2	ICC	σ_u^2	ICC	σ_u^2	ICC	σ_u^2	ICC	σ_u^2	ICC	σ_u^2	ICC	σ_u^2	ICC
0,650	0,1715	0,803**	0,2036	0,413	0,1161	0,132	0,0404	0,788***	0,2004	0,544***	0,1477	0,430*	0,1203
0,017		0,010		0,374		>0,500		0,000		0,000		0,027	

Como se puede observar en la Tabla 3 ya hay dos países, España y Costa Rica, para los que no existe una variabilidad entre las escuelas suficientemente grande como para recomendar el empleo de los modelos multinivel. De hecho, su ICC está por debajo del 15%. Por tanto, el que un estudiante sea o no sea resiliente depende de factores individuales, y no parece que sea significativo el centro educativo al que pertenece. Se trata de un resultado interesante, en concordancia con una visión de la resiliencia como habilidad no cognitiva personal, pero que

contradice, por ejemplo, los resultados encontrado por Agasisti (2018), para el que la variación entre aulas sí era importante en muchos países. Hay que considerar que su muestra incluía los resultados de PISA 2015 y PISA2011, y sobre todo, que partimos de definiciones de resiliencia distintas.

Expansión del modelo con variables explicativas en el primer nivel.

Al introducir en el modelo nulo las variables explicativas expuestas en el apartado 2.2 de este trabajo, las estimaciones obtenidas para cada país se muestran en la Tabla 4. Como se puede ver, se confirma el resultado obtenido con el modelo nulo y, una vez introducidos en el modelo los efectos fijos correspondientes al primer nivel, únicamente se observan diferencias relevantes entre grupos en el caso de México, que presenta un ICC de 0,17 pero al menos la varianza de su perturbación aleatoria en el nivel segundo es significativamente distinta de cero. Es decir, existe una variabilidad atribuible a las diferencias entre las escuelas que recomienda utilizar, aquí sí, un modelo jerárquico multinivel.

Tabla 4: Estimación de los efectos fijos para cada uno de los países: estimación de los coeficientes de las variables, B_k , con el error estándar de la estimación, E.T, tachadas las estimaciones no estadísticamente significativas al menos al 5%; El *odds ratio* estimado para cada variable, ODD.R. Valor de la varianza del residuo de nivel 2, σ_u^2 ; en cursiva, el p-valor asociado al contraste de hipótesis nula $\sigma_u^2 = 0$. Índice de correlación entre clases, ICC.

	BRA		CHL		CRI		ESP		MEX		POR		URY	
	B_k	ODD.R	B_k	ODD.R	B_k	ODD.R	B_k	ODD.R	B_k	ODD.R	B_k	ODD.R	B_k	ODD.R
BO	-1,153	0,316	-1,118	0,327	-1,101	0,333	0,777	2,175	-0,833	0,435	1,073	2,925	-0,353	0,703
E.T.	0,125		0,166		0,181		0,147		0,172		0,161		0,159	
FEMALE	-0,632	0,531	-1,078	0,340	-1,026	0,358	-0,456	0,634	-0,831	0,435	-0,868	0,420	-0,668	0,513
E.T.	0,151		0,237		0,176		0,200		0,182		0,133		0,168	
REPEAT	-1,649	0,192	-1,413	0,244	-1,539	0,214	-2,114	0,121	-1,087	0,337	-2,490	0,083	-1,887	0,152
E.T.	0,191		0,368		0,255		0,131		0,267		0,165		0,230	
COOPER	0,234	1,263	0,316	1,372	0,160	1,174	0,152	1,164	0,265	1,304	0,146	1,158	0,282	1,326
E.T.	0,075		0,123		0,082		0,067		0,078		0,087		0,076	
ADINST	0,202	1,224	0,375	1,455	0,242	1,274	0,148	1,160	0,254	1,290	0,003	0,997	0,261	1,298
E.T.	0,092		0,123		0,126		0,083		0,077		0,084		0,112	
DISCLISC	0,250	1,284	0,082	1,085	0,168	1,183	0,204	1,226	0,255	1,290	0,206	1,228	0,082	1,085
E.T.	0,085		0,104		0,126		0,075		0,079		0,066		0,091	
EMOSUPS	-0,240	0,786	0,121	1,129	0,025	0,975	-0,186	0,830	0,002	1,002	0,023	1,023	0,079	0,924
E.T.	0,094		0,091		0,099		0,088		0,055		0,071		0,093	
TEACHSUP	-0,268	0,765	0,153	0,858	-0,380	0,684	0,158	0,854	-0,256	0,774	0,130	0,878	-0,200	0,819
E.T.	0,087		0,129		0,124		0,088		0,095		0,069		0,088	
INTICT	0,088	1,092	0,115	1,122	0,207	1,230	0,258	1,295	0,257	1,294	0,019	1,019	0,410	1,507
E.T.	0,050		0,091		0,096		0,083		0,081		0,073		0,120	
SOIAICT	0,046	1,048	0,007	0,993	0,132	0,876	0,163	0,850	0,187	0,830	-0,214	0,807	-0,264	0,768
E.T.	0,130		0,128		0,129		0,097		0,120		0,076		0,128	
p-valor	σ_u^2	ICC	σ_u^2	ICC	σ_u^2	ICC	σ_u^2	ICC	σ_u^2	ICC	σ_u^2	ICC	σ_u^2	ICC
	0,567	0,147	0,480	0,127	0,282	0,079	0,082	0,024	0,674	0,170	0,271	0,076	0,382	0,098
	0,314		0,346		>0,500		>0,500		0,000		0,224		0,383	

Los resultados encontrados en el nivel estudiante confirman que, en todos los países analizados, es más probable que un estudiante varón sea resiliente. El país donde las chicas lo tienen mejor, dentro de su mala situación, es España, con una *odds ratio* estimada de 0,63. En países como Chile o Costa Rica esa misma cifra puede caer hasta el 0,21 y 0,25 respectivamente, si consideramos el intervalo de confianza de las estimaciones. De todas formas, para todos los países, el factor que más influye en que un alumno NO sea resiliente es

haber repetido curso. Para el caso de Portugal, por ejemplo, el valor estimado del efecto fijo es de -2,29, lo que se convierte en una *odd ratio* de 0,083. Parece que en el país que menos repercute ser repetidor es en México, que por otra parte (véase Tabla 2) presenta la menor tasa de suspensos de todos los países analizados (9,7%) entre los estudiantes desaventajados.

Respecto a las variables que hacen referencia al entorno “laboral” del estudiante, ADINST, COOPERATE y DISCLISC, los resultados varían considerablemente de unos países a otros. La primera de ellas, ADINST, recoge la valoración que hace el estudiante de que el profesor adapte los contenidos a las dificultades de sus estudiantes. En todos los países, salvo en España y Portugal se trata de una variable relevante que tiene una influencia positiva. En el caso de Chile, que es el caso extremo, la *odd ratio* puede llegar hasta 1,853; es decir la probabilidad de que un estudiante sea resiliente en Chile si sus profesores adaptan los contenidos es un 85% más alta que si los profesores no hacen las adaptaciones. Pensamos que en los países donde este factor no tiene repercusión en la resiliencia del estudiante puede ser, quizás, porque los programas están más cerrados, y la flexibilidad del profesor para introducir cambios es menor, así que el estudiante no cuenta con ellos. La variable que hace referencia a que el alumno esté integrado, atento, a sus compañeros es COOPERATE. Tiene una influencia positiva y significativa en todos los países con excepción de Portugal, que precisamente es el segundo país en el valor más alto en este indicador para la población dentro del Q1 del ESCS. En particular, véase la Tabla 2, el índice estimado tomaba el valor 0,3099 para Portugal, superado sólo por el 0,3451 de Costa Rica. El país donde menos se preocupaban unos alumnos de otros, de media, es Brasil, con -0,1312 (véase Tabla 2). Pero, tanto en Brasil, como en Costa Rica, es más probable ser resiliente si estás pendiente de los compañeros. Por ejemplo, en Brasil quizás porque no sea tan frecuente, el coeficiente es de 0,234 lo que conduce a una *odd ratio* de 1,263 (Tabla 4); es decir, aquellos estudiantes que tiene un nivel alto de cooperación con sus compañeros tienen, en Brasil, un 26% más de probabilidad de ser resilientes. La tercera de las variables recogidas en este bloque de factores es el nivel de disciplina percibido por el estudiante en la clase de ciencias, DISCLISC. En la mayoría de los países es más probable encontrar un estudiante resiliente si en la clase hay un cierto orden para que alumnos y profesores puedan desarrollar su trabajo. Pero llama la atención que en tres países, Chile, Costa Rica y Uruguay esta variable sea estadísticamente irrelevante (véase Tabla 4). En el caso de Chile y Uruguay puede tener que ver con que el índice de disciplina medio está entre los más bajos, -0,1705 y -0,1530 respectivamente (Tabla 2), y que el alumno que sea resiliente tiene que serlo partiendo de esa situación. Pero este argumento no se mantiene si consideramos el caso de Brasil, donde la disciplina percibida es la más baja de la zona, -0,2031 (Tabla 2), y sin embargo sí es significativo el valor de su coeficiente (0,250) en el modelo (Tabla 4), lo que indica que con un sí hay buen ambiente de disciplina en la clase, aumenta un 28% la probabilidad de ser resiliente (*odd ratio* de 1,284, Tabla 4).

El tercero de los bloques de variables hace referencia al apoyo que prestan a los estudiantes en su aprendizaje padres (EMOSUPS) y profesores (TEACHSUP). En contra de lo que esperaríamos, estar demasiado pendiente de los estudiantes no contribuye a que estos puedan clasificarse en resilientes. En concreto, sólo en dos países, España y Brasil, la repercusión del apoyo de los padres es relevante, y en los dos los coeficientes de las

respectivas variables son negativos. Es decir que, cuanto más percibe el estudiante que sus padres están pendientes de cómo le va la escuela, menos probable es que ese estudiante llegue a ser resiliente. Pensamos que lo que este resultado está diciendo es que el estudiante resiliente lo es, precisamente porque entre las dificultades que ha tenido que vencer está la de no poder contar con apoyo en casa. Estamos hablando de hogares desfavorecidos, donde es probable que los padres, aunque quisieran, no puedan dedicar a sus hijos todo el tiempo y el apoyo que estos necesitan.

Respecto al apoyo de los profesores, nos encontramos de nuevo con que su apoyo tiene una influencia negativa, y esta vez es en todos los países salvo España y Portugal (como ocurría con ADINST, pensamos que puede estar relacionado con la falta de flexibilidad de los profesores que están obligados a cumplir un programa) y Chile. Parece que para que un alumno desarrolle una actitud resiliente ante la vida necesita un entorno sino contrario, al menos que no sea sobreprotector. No será fácil encontrar el punto medio entre lo que necesita y lo que le conviene.

Cerramos las variables del nivel estudiante con el estudio de la repercusión de las tecnologías. Comenzando por el uso de estas para comunicarse con los amigos, sólo es relevante en dos países: Portugal y Uruguay. Recordemos que se trata de estudiantes de 15 años en ambientes desfavorecidos. Es posible que en su entorno no se disponga, en algunos países de dispositivos, aunque pensamos que es cuestión de tiempo, y posiblemente para PISA 2018 el efecto sea otro. En cualquier caso, tanto en Portugal (con un nivel medio de 0,4123 frente por ejemplo el 0,1632 de España) como en Uruguay, la repercusión de usar las redes es negativa. Si un estudiante emplea con frecuencia para relacionarse con los demás los dispositivos digitales es menos probable que sea resiliente. Es interesante comparar este resultado con el efecto de la otra variable estudiada, INTICT, que mide el interés por las nuevas tecnologías. En este caso, el efecto es positivo. Por ejemplo, para el caso de Uruguay, los estudiantes que muestran interés por las tecnologías de la información y de la comunicación tienen un 51% más de probabilidad de ser resilientes (*odd ratio* = 1,507, Tabla 4) y ese efecto positivo también se encuentra en Costa Rica, España e incluso México, a pesar de que este último es el país, entre los analizados, que tiene los peores índices en la utilización (SOIAICT= -0,0248) e interés (INTICT= -0,5383) por las nuevas tecnologías.

Expansión del modelo con variables explicativas en el primer y segundo nivel.

Terminamos el trabajo con un estudio para México de las variables significativas de segundo nivel. Como hemos señalado anteriormente, sólo para este país la varianza de los residuos es significativamente distinta de cero y es interesante profundizar en los factores que intervienen a nivel escuelas en este país.

Tabla 5: Estimación de los efectos fijos para cada uno de los países; en cursiva el error estándar de la estimación para el nivel 2. Tachadas las estimaciones no estadísticamente significativas al menos al 5%. Valor de la varianza del residuo de nivel 2, σ_u^2 ; en cursiva, p-valor. Índice de correlación entre clases, ICC.

	Modelo 20	Modelo 21	Modelo 22
Nivel 1	$\hat{\beta}_{1k}$	$\hat{\beta}_{1k}$	$\hat{\beta}_{1k}$
FEMALE	-0,842	-0,832	-0,766
REPEAT	-1,068	-1,071	-1,072
COOPER	0,263	0,263	0,257
ADINST	0,252	0,248	0,260
DISCLISC	0,178	0,180	0,142
EMOSUPS	-0,001	-0,001	-0,007
TEACHSUP	-0,258	-0,270	-0,266
INTICT	0,252	0,260	0,265
SOIAICT	-0,183	-0,182	-0,200
Nivel 2	$\hat{\gamma}_{01,m}$	$\hat{\gamma}_{01,m}$	$\hat{\gamma}_{01,m}$
INTERCEPT	-0,785	-0,946	-0,928
	<i>0,349</i>	<i>0,160</i>	<i>0,159</i>
TEACHBEH	0,245		0,183
	<i>0,152</i>		<i>0,077</i>
STUBEHA	-0,090		-0,226
	<i>0,142</i>		<i>0,125</i>
STAFFSHO	-0,023		
	<i>0,190</i>		
STRATIO	-0,007		
	<i>0,011</i>		
DISCI_M	0,763	0,700	0,644
	<i>0,318</i>	<i>0,281</i>	<i>0,283</i>
	Modelo 20	Modelo 21	Modelo 22
σ_u^2	0,586	0,645	0,641
P-value	0,005	0,001	0,001
ICC	0,151	0,164	0,163

En el Modelo 20 se incluyen en el modelo inicial variables referidas al segundo nivel, las escuelas. La titularidad del centro, que podría ser interesante en otros países, la descartamos para el caso de México, donde las únicas escuelas no públicas de la muestra son 35 escuelas privadas. Los efectos fijos estimados para las variables relacionadas con los recursos de los centros (STAFFSHORT y STRATIO) son estadísticamente no significativos. De nuevo, la resiliencia o no de los jóvenes no parece tener relación con las condiciones materiales del ambiente. Tampoco parecen relevantes, al menos como factores fijos ligados al intercepto. No ocurre así con aspectos intangibles de los centros como pueden ser el comportamiento disruptivo de los profesores o de los alumnos (TEACHBEHA y STUBEHA respectivamente). De hecho, el único efecto fijo estadísticamente significativo en este Modelo 20 es la media, para cada centro de la disciplina percibida por el estudiante, DISCI_M. En el modelo previo, sin efectos de segundo nivel, el coeficiente estimado era de 0,255 (Tabla 4). Ahora, la estimación de la pendiente individual es 0,178, pero el efecto se completa con el valor medio por escuelas multiplicado por 0,763 añadido al valor estimado del intercepto (-0,785).

En el Modelo 21, hemos presentado la estimación final del modelo, una vez retiradas las variables de segundo nivel que son irrelevantes. Destacamos que la varianza de la perturbación aleatoria de segundo nivel, que sigue siendo significativamente distinta de cero y ha caído levemente de 0,647 (Tabla 2) a 0,645 (Tabla 5). Su ICC ha pasado de 0,170 (Tabla 2) a

0,164 (Tabla 5) con el supuesto ya mencionado de la estabilidad de la varianza de los residuos del primer nivel.

El último modelo que presentamos, Modelo 22, evalúa la posible existencia de interacción entre las características de los centros y las características de los sujetos que se encuentran “anidados” en ellos. En concreto estudiamos dos aspectos: el efecto que sobre la percepción de la disciplina del estudiante (nivel 1) tiene el comportamiento inadecuado de los profesores señalado por el director del centro (nivel 2), y el efecto que sobre las alumnas tienen las conductas negativas detectadas por el responsable del centro en los estudiantes (STUBEHA). Ambas son estadísticamente relevantes y con los signos que podría esperarse. El comportamiento no adecuado de los profesores (TEACHBEHA) “provoca” que la aparición de estudiantes resilientes⁶. Respecto a la relación entre ser mujer y el mal comportamiento de los estudiantes del centro, se refuerza la dificultad de ser resiliente. Si ya por ser alumna, la *odd ratio* (no indicada en la Tabla 5) era de 0,46 frente a sus compañeros varones en igualdad de condiciones, el mal ambiente de trabajo en la clase le afecta negativamente (-0,226), reduciendo su probabilidad de ser resiliente.

En el proceso de análisis numerosos modelos han sido estimados y descartados. Especialmente ha sido infructuosa la ampliación de la parte aleatoria del modelo. Es posible que el tamaño muestral sea la causa. O el algoritmo de programación de HLM. Pero también es posible que la resiliencia se dé independientemente del centro al que se pertenezca. Que para esa habilidad no cognitiva, la estructura anidada del sistema educativo (estudiantes dentro de clases, dentro de colegios) sea irrelevante. Harán falta más estudios, más datos y otros procedimientos alternativos de estimación (Williams, 2010). Pero los resultados preliminares son interesantes.

CONCLUSIONES

En este trabajo hemos desarrollado una manera alternativa de definir los alumnos resilientes en Ciencias, a partir del criterio general de “estudiantes en dificultades que se desempeñan con brillantez académica”. A continuación, para un grupo de los países que forman el Grupo Iberoamericano en PISA, GIP, hemos estimado diversos modelos multinivel para variables dependientes dicotómicas. Algunos de los resultados obtenidos no han sido los esperados. Por ejemplo, la homogénea relevancia del sexo como factor explicativo de la resiliencia, con mejores probabilidades de ser resiliente si se es varón, o la influencia negativa de un excesivo “mimo” de los estudiantes, tanto por parte de los profesores como de los padres. Parece que se justifica esa queja de algunos pedagogos de que estamos educando una generación de blandos.

Desde un punto de vista más conceptual, salvo para el caso de México, no parece que sea necesario recurrir a los modelos multinivel para estimar la probabilidad de ser resiliente. Aunque los datos tienen una estructura jerárquica, la presumible variación entre escuelas no

⁶ A mayor valor del índice, más probable la resiliencia: parece contra intuitivo, pero recordemos que TEACHSUP, la variable de nivel 1 que recogía la percepción del estudiante al apoyo del profesor era significativamente negativa. Es decir, que a más “apoyo” del profesor, menos resilientes en clase...

es significativamente relevante, quedando reducida la ICC a niveles muy bajos. Para el caso de México, se ha ampliado el modelo a un segundo nivel con resultados interesantes.

El trabajo presentado es una primera aproximación a la medida de los factores que afectan a la resiliencia. Antes de generalizar los resultados obtenidos, los autores repetirán el modelo con otro grupo de países y contrastarán la robustez del modelo empleando métodos alternativos. Un tamaño muestral mayor también ayudaría, dado el consumo de datos de las estimaciones por el número de parámetros estimados. Por ahora, resulta estimulante que la medida de una característica individual como es la resiliencia académica dependa más de que el estudiante sea capaz de abrirse a sus colegas que de factores como los recursos del centro o las atenciones de su profesor. “Pensar en los demás” puede ser difícil, pero es educable si se empieza pronto en casa. Y sólo depende de la familia.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS:

- Agasisti, T., Avvisati, F., Borgonovi, F. y Longobardi, S. (2018): “Academic resilience: What schools and countries do to help disadvantaged students succeed in PISA”. OECD Education Working Papers, 167.
- Cheung, K., Sit, P., Soh, K., Leong, M. y Mak, S. (2014): “Predicting academic resilience with reading engagement and demographic variables: Comparing Shanghai, Hong Kong, Korea, and Singapore from the PISA perspective”. *The Asia-Pacific Education Researcher*. 23(4): 895–909.
- Clavel, J.G. (2018): “Una propuesta de clasificación de las habilidades no cognitivas a la luz de los clásicos”. *Presupuesto y Gasto Público*. 90: 89-100.
- Edwards, T., Catling, J. C. y Parry, E. (2016): “Identifying predictors of resilience in students”. *Psychology Teaching Review*. 22(1).
- Erberber, E., Stephens, M., Mamedova, S., Ferguson, S. y Kroeger, T. (2015): “Socioeconomically disadvantaged students who are academically successful”. IEA Policy Brief No. 5.
- Hosmer, D.W. y S. Lemeshow, 2000: *Applied Logistic Regression*, second edition. New York: John Wiley & Sons.
- Martin, A. J. y Marsh, H. W. (2006): “Academic resilience and its psychological and educational correlates: A construct validity approach”. *Psychology in the Schools*. 43(3): 267–281.
- OECD (2011): “Against the Odds: Disadvantaged Students Who Succeed in School”. OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264090873-en>.
- Sandoval-Hernández, A., y Białowski, P. (2016), “Factors and conditions promoting academic resilience: a TIMSS-based analysis of five Asian education systems”. *Asia Pacific Education Review*, Vol. 17/3, pp. 511-520.
- Wang, M. C. y Gordon, E. W. (1994): *Educational resilience in inner-city America: Challenges and prospects*. Routledge.
- Waxman, H. C., Gray, J. P. y Padron, Y. N. (2003): “Review of research on educational resilience”. Technical report. U.C. Berkely.
- Williams, R. (2010): “Fitting heterogeneous choice models with oglm”. *The Stata Journal*, 4, 540–567.