

## LAS EXPECTATIVAS EDUCATIVAS DE LA POBLACIÓN INMIGRANTE EN NAVARRA. ¿Optimismo inmigrante o efectos de escuela?

## THE EDUCATIONAL EXPECTATIONS OF IMMIGRANTS IN NAVARRA. Immigrant optimism or school effects?

HÉCTOR CEBOLLA BOADO  
*Universidad Nacional de Educación a Distancia (UNED). España*  
[hcebola@march.es](mailto:hcebola@march.es)

ANTIDIO MARTÍNEZ DE LIZARRONDO  
*Universidad Pública de Navarra, Pamplona. España*  
[antidio.martinez@unavarra.es](mailto:antidio.martinez@unavarra.es)

**Como citar este artículo / Citation:** “Las expectativas educativas de la población inmigrante en Navarra. ¿Optimismo inmigrante o efectos de escuela?”, *Revista Internacional de Sociología*, 73 (1), doi: <http://dx.doi.org/103989/ris.2013.02.22>

**Copyright:** ©2015 CSIC. Este artículo de acceso abierto distribuido bajo los terminos de la licencia Creative Commons Attribution-Non Commercial (by-nc) Spain 3.0.  
**Recibido:** 22/02/2013. **Aceptado:** 04/03/2014

### RESUMEN

Este trabajo explora los micro-datos de la Encuesta de Evaluación de la Educación Secundaria realizado en Navarra en 2010 para estudiar las expectativas educativas de la población escolar en función de su estatus migratorio. En sintonía con la literatura internacional, identificamos en Navarra la confirmación de lo que otros estudios internacionales han denominado “optimismo inmigrante” es decir, el hecho de que las expectativas de los estudiantes de origen inmigrante sean, en media, superiores a las de los autóctonos, dado su rendimiento educativo previo y la situación socioeconómica de sus familias. Identificada esta regularidad, el trabajo explora las causas de este diferencial inmigrante-autóctono sugiriendo que son las características individuales y/o familiares de los inmigrantes las que producen este desajuste entre expectativas y rendimiento. La distribución de inmigrantes en el mapa escolar navarro o las características de la escuela a las que asisten los estudiantes que forman parte del estudio, parecen argumentos poco útiles para entender el optimismo inmigrante.

### PALABRAS CLAVE

Desventaja educativa; Expectativas educativas; Optimismo inmigrante.

### ABSTRACT

In this paper we use the Evaluation Survey for Secondary Schooling conducted by the Regional Government of Navarra in 2010 to study migrant-native differentials in the educational expectation of students. Our evidence confirms the existence of what the international literature has labelled “immigrant optimism”, in other words, the fact that immigrant-origin students are more ambitious than what should be expected according to their socioeconomic status or their prior school achievement. Once we identify this regularity, the paper explores the causes of this particular differential between migrants and natives suggesting that individual level characteristics (broadly speaking family level features) are the most plausible source of this optimism. The sorting of migrants in the Navarre school map and the school characteristics appears to be less relevant to understand this immigrant optimism.

### KEYWORDS

Educational expectations; Educational Disadvantage; Immigrant optimism; Navarre.

## INTRODUCCIÓN: LAS EXPECTATIVAS EDUCATIVAS DE LA POBLACIÓN INMIGRANTE

Los estudios científicos sobre las políticas de integración y los procesos de incorporación de la población inmigrante y de origen inmigrante en sus sociedades de acogida han prestado tradicionalmente una atención prioritaria a la educación. Ello es así tanto en las sociedades con larga tradición migratoria como en las de nueva inmigración. España no es una excepción, aunque la literatura española tiene algunas especificidades que la diferencian de la producida en los principales países europeos por su retraso estadístico en materia de educación (responsabilidad de todas las administraciones públicas competentes), lo que ha dificultado el desarrollo de una literatura analítica que obtuviera conclusiones a partir de diseños de investigación cuantitativos con muestras lo suficientemente grandes como para que garantizaran la validez externa.

Este trabajo reflexiona sobre una de las principales regularidades identificadas en la sociología internacional sobre educación e inmigración: la 'paradoja del optimismo inmigrante' (Kao y Tienda, 1995 y 1998); es decir, el hecho de que los hijos de inmigrantes (y sus familias) parecen tener expectativas educativas más altas de lo que su rendimiento sugeriría, especialmente a la luz de la situación socioeconómica de sus familias. Así, el objetivo concreto de la investigación que aquí se presenta es describir las expectativas de los estudiantes en función de su estatus migratorio (¿se puede confirmar también en España el optimismo inmigrante documentado en otros países receptores?) y, en caso positivo, determinar si las diferencias entre los hijos de migrantes y autóctonos se deben a características individuales o familiares del primer grupo, a su nivel de rendimiento escolar previo, o a las características contextuales propias de los centros en los que se escolarizan.

La investigación empírica ha confirmado que la población de origen inmigrante en Europa se encuentra en una clara situación de desventaja relativa por su bajo rendimiento educativo y por sus dificultades para hacer valer sus credenciales educativas en el mercado laboral (Heath, Rothson and Kilpi, 2008), y ello puede ser confirmado a través de prácticamente todos los indicadores relevantes de rendimiento: transiciones educativas y elección entre trayectorias educativas vocacionales y general o académica (Crul y Schneider, 2009; Cebolla-Boado, 2008), nivel de rendimiento medido en un momento del tiempo (OCDE, 2006), tipo de instituciones de educación superior a los que acceden quienes terminan la educación secundaria (Boliver, 2006), etc. Dada esta peor situación relativa de los estudiantes de origen inmigrante, la sobredimensión de las expectativas educativas de sus familias resulta paradójica. A su vez, los hogares inmigrantes han sido descritos como entornos altamente estimulantes

para los estudiantes, especialmente el de que aquellas minorías educativamente más exitosas ha sido como algunas de origen asiático (Goyette y Xie, 1999). Todo ello ha sido confirmado como una regularidad aplicable a la práctica totalidad de las economías avanzadas. En uno de los estudios internacionales más comprehensivos sobre la incorporación escolar de la población inmigrante, la OCDE concluyó:

*“Los resultados indican que los estudiantes de origen inmigrante manifiestan disposiciones hacia la educación similares o más positivas que las de sus pares autóctonos. Tanto los estudiantes de primera generación como los de segunda, reportan niveles de interés y motivación más altos en matemáticas y, en general, actitudes más positivas hacia su escolarización. No se detectaron niveles más bajos en estos aspectos considerados pre-requisitos para el aprendizaje en ninguno de los países participantes. La consistencia de esta regularidad es sorprendente dado que existen diferencias sustanciales entre estos países por sus historias migratorias, las características de su población inmigrante, sus políticas de inmigración y de integración, y los resultados que los estudiantes de origen inmigrante obtuvieron en el estudio PISA en 2003. Ello sugiere que los estudiantes inmigrantes tiene generalmente disposiciones hacia el aprendizaje más fuertes sobre las que las escuelas podrían construir estrategias para ayudarles a lograr el éxito en el sistema educativo” (OCDE, 2006, Resumen ejecutivo, página 2).*

El estudio más importante sobre las expectativas educativas de la población de origen inmigrante en España, ha sido publicado como resultado del proyecto ILSEG en España por Portes, Aparicio, et al. (2011). Este estudio tiene múltiples ventajas analíticas entre las que destaca la distinción entre expectativas y aspiraciones. Mientras que en EE.UU. un 66,5% de los adolescentes de segunda generación aspiraban a un postgrado (Portes y Rumbaut, 2001: 217), en Madrid sólo lo hacían el 9,3. Los que aspiran a un grado universitario básico entre la segunda generación son solo el 52,8%<sup>1</sup>. Para el conjunto de España, sin embargo, se ha podido confirmar que los hijos de los inmigrantes aspiran a carreras educativas más ambiciosas que las de sus compañeros autóctonos y que, en gran medida, los padres son los impulsores de esta sobredimensión de sus expectativas (Cebolla-Boado, González Ferrer y Soysal, 2013)

## EL PAPEL DE LAS EXPECTATIVAS EN LA SOCIOLOGÍA DE LA EDUCACIÓN

Aún a día de hoy, existe un intenso debate sobre la relevancia del estudio de las expectativas educativas de los estudiantes y sus familias para entender su comportamiento

<sup>1</sup> Aunque la primera ola de la encuesta ILSEG no contaba con una muestra de autóctonos como grupo de referencia, los resultados de las segundas generaciones en Madrid son comparados con las marcas registradas por el proyecto en los Estados Unidos sugiriendo que los registros de los españoles de origen inmigrante son más bajos que los de sus homólogos norteamericanos.

escolar. Aunque en términos generales se suele pensar que las expectativas son un predictor eficaz del rendimiento, la realidad es que la asociación entre estas dos variables no garantiza la causalidad. La opción analítica según la cual las expectativas explican el rendimiento fue la adoptada por los estudios clásicos del “modelo de Wisconsin” (Sewell, Haller y Portes. 1969). Para estos autores, factores relacionados con las características familiares determinan las expectativas y éstas su vez el rendimiento. Es decir, en parte, las expectativas eran vistas como uno de los mecanismos a través de los cuáles operaban las diferencias socioeconómicas entre las familias. En los años ochenta, algunos autores sugirieron que las expectativas no eran únicamente el resultado del status de los padres (Haller, 1982), abriendo el campo a la especulación sobre la importancia de los efectos de pares o de barrio o la importancia de los incentivos que da el mercado de trabajo a cada grupo para invertir en educación (Morgan, 1998). Los trabajos sobre la importancia de las micro-interacciones han aumentado muy por encima de lo que la robustez de sus contribuciones permite, y ello por dos razones. En primer lugar por la dificultad de medir los efectos contextuales sobre los que se asienta (Dietz, 2002; Evan, Schwab y Oates 1992). En segundo lugar por el pequeño efecto que sobre los resultados educativos parecen tener (Borjas, 1995). A pesar de ello, la literatura sobre efectos contextuales se ha desarrollado con fuerza, particularmente en el campo de la sociología de la educación y de la inmigración, en gran parte por el recelo que la concentración de minorías en determinados centros escolares despierta en las clases medias de las sociedades de acogida por su impacto negativo sobre el rendimiento (Cebolla-Boado y Garrido, 2010; Lugo, 2011; Brunello y Rocco, 2011; Cebolla-Boado, 2007, Fekjaer y Birkelund, 2007). En esta literatura, la existencia de efectos de pares negativos se espera en parte relacionada con una peor calidad de las micro-interacciones en las escuelas en las que hay más inmigrantes.

Desde la sociología de la educación, se encontró fundamento para sugerir que las expectativas eran dependientes de las preferencias específicas por la educación que en media mantiene cada grupo social. Estos argumentos tienen un arraigo muy tradicional en la sociología de la educación norteamericana (Willis, 1997; Murphy, 1981; Pearlin, 1971; Hyman, 1951) aunque recibieron matizaciones hace ya algunas décadas (Gambetta, 1987), siendo críticas más feroces las que surgieron desde la perspectiva de la elección racional (Breen y Goldthorpe, 1997). Esta última literatura es ampliamente deudora de la distinción entre efectos primarios y secundarios en la reproducción de desigualdades intergeneracionales educativas (Boudon, 1974) que en la actualidad se encuentra en pleno desarrollo en la sociología de la educación y la estratificación social (Eirksen et al. 2005, Jackson 2013). Según

esta teoría, las trayectorias educativas son el resultado de la influencia conjunta pero independiente de limitaciones relacionadas con la capacidad de aprendizaje (capital cultural, inteligencia, y otros mecanismos denominados ‘efectos primarios’) y consideraciones de costes y beneficios asociados a cada opción educativa (o a las alternativas que se sopesan en cada transición escolar o educativa a lo largo de la trayectoria vital). Estos son los ‘efectos secundarios’ que, según esta literatura, muchos autores han confundido con expectativas diferentes por clases sociales o cualquier otro grupo relevante.

Por último, cabría sospechar sobre la existencia de problemas de dirección de la causalidad si las expectativas fueran el resultado del propio rendimiento, en cuyo caso, los estudios que las usan para explicar los resultados educativos pecarían de un problema grave de endogeneidad. Muchos autores han tratado de solucionar este problema utilizando datos longitudinales, aunque ningún tipo de evidencia públicamente disponible en España para educación secundaria incorpora esta dimensión dinámica. Con todo, el vínculo causal podría ser espurio por las mismas razones que se han mencionado antes. Las expectativas pueden ser a su vez irrelevantes para explicar el rendimiento. En este caso, serían el resultado de procesos exógenos independientes de aquellos que determinan el rendimiento.

#### **DATOS: DESCRIPCIÓN DE LAS EXPECTATIVAS DE LOS ESTUDIANTES DE ORIGEN INMIGRANTE EN NAVARRA**

Esta investigación es el producto de un convenio firmado con la Oficina de Atención al Inmigrante del Gobierno de Navarra para la explotación de los datos de evaluación del sistema educativo navarro en primaria y secundaria con el objetivo de conocer la situación educativa de los hijos de inmigrantes en esa comunidad autónoma. Para este trabajo se ha utilizado solo la matriz de datos correspondientes a la educación secundaria ya que es en este nivel donde las expectativas podrían ser más independientes de la posición familiar y estar más adaptadas a la experiencia escolar ya acumulada (resultados anteriores). Por desgracia, los datos puestos a nuestra disposición para la elaboración de esta investigación no incluyeron medidas de rendimiento individual en las asignaturas básicas que forman parte del proceso de evaluación.

Los datos de evaluación de la educación secundaria en Navarra cuentan con una interesante variación tanto en el nivel individual como en el nivel de los centros educativos, que suman los 91 centros de educación secundaria de Navarra. La muestra inicial ofrece una frecuencia en el nivel individual de unos 5.900 estudiantes, aunque los inmigrantes son una minoría: los hijos de dos inmigrantes son 978 y los de parejas mixtas 295. Dada la intensa asimilación educativa de esta última categoría, algo bien

documentado por la investigación especializada, el análisis que presentamos aquí estudia diferencias en el comportamiento de los hijos de dos inmigrantes (población en la que se manifiesta la desventaja educativa relacionada con el estatus migratorio) y los autóctonos/mixtos.

No obstante, la matriz de datos tiene algunos problemas de casos perdidos en la distribución de las variables. La siguiente tabla de contingencia permite hacerse una idea del tamaño de la muestra analítica que es utilizada en los análisis multivariados posteriormente. En esta primera tabla se cruza el estatus migratorio con las expectativas educativas operacionalizadas a partir de la siguiente pregunta del cuestionario de la educación secundaria: “¿qué nivel de estudios piensas terminar?” El cuestionario ofrece siete respuestas a esta pregunta: (1) “Ninguno, quiero dejar de estudiar tras cumplir 16 años”; (2) “ESO”; (3) “FP de Grado Medio (Ciclo Formativo de Grado Medio)”; (4) “Bachillerato”; (5) “FP de Grado Superior (Ciclo Formativo de Grado Superior)”; (6) “Un estudio universitario” y (7) “No lo sé, no he pensado todavía”.

Tabla 1.

*Relación entre las expectativas y el estatus migratorio en la educación secundaria.*

	Hijo de autóctono	Hijo de dos inmigrantes	Total
Trabajo a los 16	56	22	78
	1,14	2,27	1,33
ESO	161	78	239
	3,29	8,06	4,08
FP	276	99	375
	5,64	10,23	6,39
Bachillerato	240	103	343
	4,90	10,64	5,85
FP sup,	321	66	387
	6,56	6,82	6,60
Universidad	3.043	395	3.438
	62,14	40,81	58,62
No lo sé aún	799	205	1.004
	16,32	21,18	17,12
Total	4.897	968	5.865
	100	100	100

Leyenda: frecuencias, porcentajes de columna.

Los porcentajes de columna sugieren que al menos en el nivel no condicional, las expectativas educativas de los hijos de dos inmigrantes son más bajas que las del resto de la población en educación secundaria. Mientras que en el primer grupo, aquellos que desean llegar a la universidad son el 41%, entre los autóctonos hay más de 62%. Las opciones educativas esperadas en una mayor proporción por los inmigrantes que por los autóctonos son

las de ESO, formación profesional y bachillerato. Los hijos de padres inmigrantes también tienen más incertidumbre con respecto al futuro y en el momento de la realización del estudio eran más de un 21% los que no sabían cuál era su opción preferible. Sin embargo, su diferencia con los autóctonos tampoco es excesiva (16%).

El resto del trabajo trata de explicar estas diferencias. Para ello se hace referencia a tanto a factores individuales como a factores ecológicos relacionados con el contexto en el que los estudiantes se escolarizan. ¿Son las expectativas el resultado de los mismos procesos para los hijos de familias de origen inmigrante y los hijos de nacidos en España? ¿Qué papel tienen los centros escolares en la formación de expectativas? ¿Se ajustan más al rendimiento previo las expectativas de los autóctonos que las de los inmigrantes? Estas son las preguntas que ordenan la presentación del resto del trabajo. Dada la distribución de las expectativas, que concentran un número importante de los casos en la categoría de estudios universitarios, la variable dependiente utilizada en los modelos es dicotómica con el valor de 1 cuando el estudiante declara la voluntad de ir a la universidad y 0 en el resto de los casos.

## EL MODELO: LA REGRESIÓN MULTINIVEL CON EFECTOS ALEATORIOS EN EL INTERCEPTO

Las regresiones multinivel de intercepto aleatorio son también conocidas como regresiones ‘de intercepto como resultado’ ya que la constante puede expresarse como una regresión a parte, o como una regresión dentro de la regresión. Aunque estos modelos puedan parecer muy complejos, en su concepción más básica son una simple extensión de la regresión de un único nivel ya sea lineal o logística (Cebolla Boado, 2013). En su versión vacía, la especificación no incluye variables explicativas ni controles. El rendimiento del individuo  $i$  en el colegio  $j$  ( $y_{ij}$ ) es una función de la media de su colegio ( $\beta_{0j}$ ) y de la desviación que este estudiante representa respecto de la media del colegio ( $\epsilon_{ij}$ ).

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \epsilon_{ij}$$

El modelo se parece mucho a un análisis de varianza con efectos aleatorios. Contiene dos niveles de variación aleatoria, uno para el nivel  $i$  y otro para el nivel  $j$ . La del nivel  $j$  está incluida dentro del intercepto en su notación convencional ( $=\beta_{0j}$ ), que, como todo intercepto, puede ser concebido como el valor medio de la variable dependiente en los casos que se utilizan en la estimación. La regresión que pretendemos estimar concibe en sí mismo al intercepto como otra ecuación que, podría o no tener predictor alguno.

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

El intercepto es el resultado de calcular una media correspondiente a todos los grupos o unidades agregadas que utilizamos en el análisis ( $\gamma_{00}$ , que corresponde al valor medio de un grupo escogido al azar), y una desviación que refleja la distancia de cada grupo  $j$  respecto de la media general ( $u_{0j}$ ), que puede ser conceptualizada como una variable latente que recoge el efecto del anidamiento de los casos en unidades agregadas. Este último término es una segunda perturbación aleatoria que sugiere la incidencia que el anidamiento de casos en unidades agregadas tiene sobre la variable dependiente. Como en el caso de la perturbación aleatoria del nivel  $i$  ( $\varepsilon_{ij}$ ) debe distribuirse de forma normal.

$$y_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + \varepsilon_{ij}$$

Tanto  $u_{0j}$  como  $\varepsilon_{ij}$  son independientes, se distribuyen de forma normal, con una media de 0 y una desviación típica  $\sigma^2(u)$  y  $\sigma^2(\varepsilon)$ . Aunque tanto  $u_0$  como  $\varepsilon$  son en realidad residuos,  $u_0$  puede interpretarse como el efecto idiosincrático de cada una de las unidades de agregación, en nuestro caso, como el efecto específico de cada escuela. La regresión multinivel permite introducir elementos aleatorios también en la pendiente que modelizar el efecto de las variables independientes, ajustando al valor de cada escuela (en nuestro caso) el efecto de cada una de las variables independientes del nivel individual que no modelicemos como efecto fijo.

Téngase en cuenta que los modelos más complejos de regresión multinivel permiten añadir perturbaciones aleatorias a cualquier variable independiente del nivel individual. Al hacerlo, tal y como se ha explicado para el caso de las constantes, se obtiene una pendiente media que recoge el efecto general entre unidades agregadas de la variable independiente en cuestión, más una corrección que ajusta este valor al caso específico de cada una de ellas. Así,

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}$$

De forma que la especificación final de un modelo de dos niveles con un único predictor del nivel individual que tuviera una perturbación aleatoria en su pendiente sería:

$$y_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + \gamma_{10} + u_{1j} + \varepsilon_{ij}$$

En los modelos que se discuten a continuación, se ha introducido una perturbación aleatoria en la pendiente que se estima para el efecto de ser hijo de dos inmigrantes. De esta forma obtendremos una corrección que nos permitirá describir la heterogeneidad de la población inmigrante entre centros escolares. El resto de las variables independientes y controles que se discuten, están introducidos como efecto fijo y por tanto se interpretan de la misma

forma que los obtenidos en regresiones convencionales de un mismo nivel.

## RESULTADOS: EL IMPACTO BRUTO DEL ESTATUS MIGRATORIO SOBRE LAS EXPECTATIVAS

La segunda de las tablas presentadas, muestra los resultados de cuatro modelos de regresión en los que se estima el efecto de ser hijo de dos inmigrantes como predictor de las expectativas sin añadir controles o variables independientes de ningún nivel. El modelo cero es una regresión logística de un único nivel que, por tanto, ignora el anidamiento de estudiantes entre centros escolares. Como se puede ver, en este modelo, el efecto bruto de la condición de inmigrante es negativo y altamente significativo (-0,86). Tal y como hemos visto en la tabla 1, esto quiere decir que la probabilidad de que un hijo de dos inmigrantes elegido al azar esperara alcanzar la universidad en Navarra sería del 41% mientras que la de el hijo de autóctonos sería del 62%.

En sus distintas versiones, el modelo 1 incluye ya la corrección de estimar los efectos en dos niveles de análisis (el de los estudiantes y el de los centros). El modelo 1 es un modelo de efectos fijos, que como es sabido, neutraliza toda la variación en el nivel de las escuelas<sup>2</sup>. El efecto de ser hijo de dos inmigrantes se reduce de un coeficiente logístico de -0,86 hasta -0,62. Se podría decir por tanto que en la medida en que los dos coeficientes difieren, los centros escolares o la distribución de los estudiantes entre ellos, intervienen en las peores expectativas de los hijos de los migrantes. Por supuesto esta intervención de los centros puede no ser explícita (es decir, el resultado de las estrategias directas de los docentes) sino la consecuencia de interacciones o efectos de pares o un simple efecto de composición. Sobre ello se discute más adelante.

<sup>2</sup> Estos modelos no están destinados a explicar la varianza que diferencia a los grupos entre sí. Antes bien, sirven para congelarla con el fin de obtener estimaciones condicionales no sesgadas de los efectos que operan en el nivel individual. En otras palabras, nos permiten hacer inferencias fiables de lo que sucede en el nivel inferior de agregación sabiendo que en el superior existen procesos sobre los que no nos pronunciamos, aunque técnicamente son considerados en nuestra ecuación. Así, al optar por este tipo de modelos se piensa que existe algún proceso que sucede dentro de los grupos (y que por tanto afecta por igual a todos sus miembros) y que es relevante para entender cómo se ordena la varianza de nuestra variable dependiente. Sin embargo, al desconocerlo, al resultar imposible su operacionalización, o simplemente al ser un mero control para nuestra teoría, nos resulta suficiente considerarlo como un control en nuestra modelización de la realidad. Como es lógico, los modelos de efectos fijos no pueden ser estimados en contextos en los que toda o casi toda la varianza sea inter-grupos, y ninguna o muy escasa se encuentre en el nivel intra-grupos.

Tabla 2.  
Modelos de regresión logística\*. La variable dependiente es la expectativa de ir a la universidad (1) frente a cualquier otra alternativa (0).

	M0	M1a	M1b	M1c
Hijo de dos inmigrantes	-0,86*** (0,07)	-0,62*** (0,08)	-0,67*** (0,08)	-0,67*** (0,09)
Constante	0,50*** 0,03		0,46*** (0,07)	0,45*** (0,07)
N	5850	5850	5850	5850
N. centros		91	91	91
Chi <sup>2</sup>	145,70	63,26	73,58	58,22
$\sigma$ (inmigrante)				0,06
$\sigma$ (constante)			0,33	0,33

\*(un único nivel: M0; efectos fijos, M1a; constante aleatoria: M1b, y constante y pendiente aleatoria: M1c). Leyenda: Coeficientes y errores estándar entre paréntesis \* p<.05; \*\* p<.01; \*\*\* p<.001

Los modelos que siguen, a diferencia de los contrarios, permiten mucha más flexibilidad a la estimación ya que no ignoran los efectos de escuela (como el modelo de regresión logística binario de un nivel) o el de efectos fijos. El modelo M1b introduce una perturbación aleatoria en la constante que, por tanto, permite calcular cómo de diferentes son los centros escolares entre sí. Aunque este modelo sea mucho más ajustado a la realidad que el anterior, el modelo M1c tiene además una corrección en la pendiente de cada centro escolar sobre el impacto que tiene ser hijo de dos inmigrantes. No existe diferencia en la pendiente medio de esta variable (en media los hijos de dos inmigrantes están asociados a

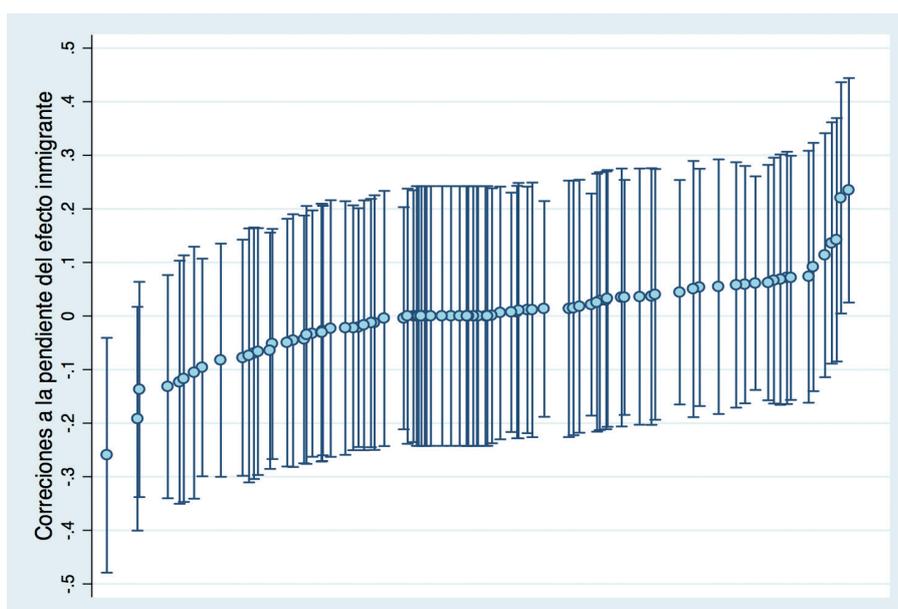
un nivel de expectativas menor que los autóctonos en -0,67). Sin embargo el último modelo muestra que existe una varianza en torno a este efecto medio de la pendiente, aunque no se trata de una gran dispersión ( $\sigma_{(\text{inmigrante})} = 0,06$ ). Con el fin de matizar el significado de estas correcciones aleatorias, se presentan dos Gráficos a continuación. El primero de los dos muestra la distancia exacta en el comportamiento medio de los inmigrantes entre centros. Así, cada marcador en el gráfico refleja una cantidad que sumada o restada a la pendiente media del efecto de ser inmigrante, describe la realidad concreta de cada centro educativo. Como se puede ver, el gráfico recoge este efecto medio con la marca roja y=0. Sobre este valor algunos centros suman y otros restan. Dos matizaciones. Las magnitudes de la desviación de los centros no son excesivas y oscilan en un rango de -0,3/0,3. Como, además, cada observación registra un intervalo de confianza, podemos ver que las diferencias entre centros educativos en el comportamiento de los inmigrantes no son estadísticamente significativas si se excluyen los casos más desviados del comportamiento general.

Junto con esta información sobre las particularidades de la población inmigrante en cada centro, el Gráfico 2 cruza la desviación media en el efecto de ser inmigrante (eje vertical, magnitud que se corresponde con el gráfico anterior) y el vinculado a las constantes. Como el modelo sólo incluye una variable dicotómica en su especificación que toma el valor de 0 para los hijos de los autóctonos, la constante coincide con sus expectativas medias.

Como se puede ver a partir de este gráfico, prácticamente no hay asociación entre la constante y la pendiente del modelo para cada centro. Dicho de otro modo, el efecto

Gráfico 1.

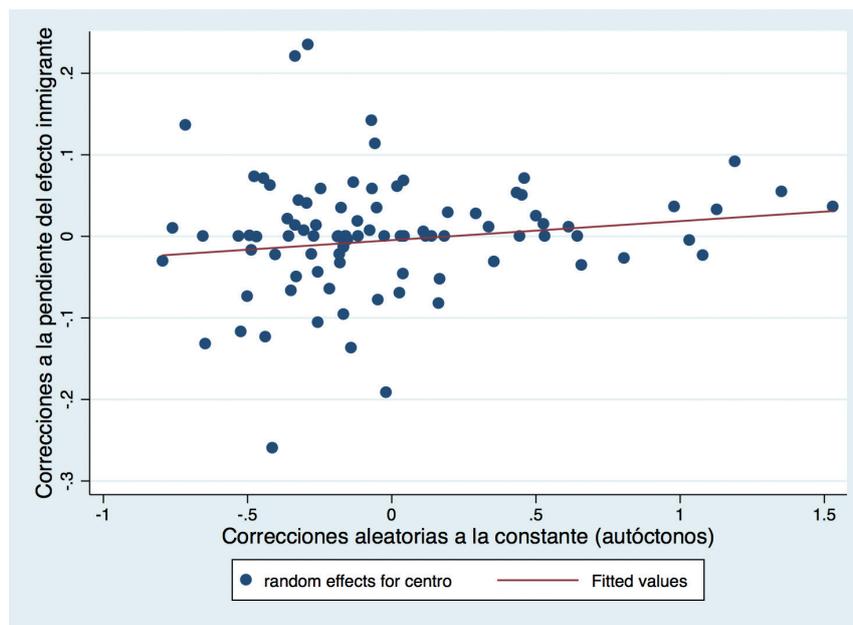
Efectos aleatorios de la condición de inmigrante en la producción de expectativas.



Estimación obtenida a partir del modelo M1c de la tabla 2.

Gráfico 2.

*Efectos aleatorios de la condición de inmigrante/autóctono (constante) en la producción de expectativas*



Estimación obtenida a partir del Modelo M1c de la Tabla 2.

de los centros escolares en la formación de las expectativas de inmigrantes parece ser independiente de los autóctonos. Otra información relevante a confirmar a partir de este ejercicio gráfico es que los efectos de la escuela sobre la creación de las expectativas son muy pequeños. Esto se puede confirmar en que los residuos asociados a cada centro en la desviación del efecto inmigrante (que en media aquí viene representado por  $y=0$ ) y autóctono ( $x=0$ ) se mueven en rangos de diferencia decimal.

En la tabla 3 se presentan los resultados de los cuatro modelos que tratan de explicar las diferencias que en el apartado anterior se han identificado entre inmigrantes y autóctonos. Para ello, cada ecuación completa la especificación anterior añadiendo algún término explicativo indicado por la teoría.

El Modelo 2 mide el impacto del estatus migratorio descontando el peor rendimiento que en media parecen tener los hijos de dos inmigrantes en España y en casi todas las economías avanzadas. Los datos de evaluación de Navarra no incluyeron tras la anonimización los resultados en las pruebas sustantivas en matemáticas o lengua. Se incluyó en cambio una variable retrospectiva que aproxima el éxito o fracaso pasado de cada estudiante (si se repitió curso o no). Al controlar por esta variable, estaríamos acercándonos a la recomendación de Boudon de considerar por separado los efectos primarios de los secundarios. En otras palabras, al descontar el efecto de la repetición de curso, la varianza no explicada en el parámetro del estatus migratorio reflejará en buena parte la especificidad de ser inmigrante sobre los cálculos de costes y beneficios asociados a cada una de las opciones educativas

de la variable dependiente. En trabajos recientemente publicados con datos de Suecia y Francia, los inmigrantes han sido asociados con efectos secundarios positivos, es decir que controlando por su rendimiento anterior, tendrían una inclinación más positiva hacia las trayectorias educativas más largas o más ambiciosas (Cebolla-Boado, 2011; Jonsson y Rudolphi, 2011). Este análisis, aunque imperfecto, porque no contamos con información observada sobre trayectorias o transiciones reales ni una medida perfecta de rendimiento estático, representa un primer intento por confirmar este extremo.

Hipótesis 1: los inmigrantes se benefician de efectos secundarios positivos. Es decir, descontando el efecto de su peor rendimiento pasado, mostrarán expectativas más ambiciosas que los hijos de autóctonos.

El modelo en su versión 2.2 añade además un efecto interactivo entre el estatus migratorio y la medida retrospectiva de rendimiento. Al añadir esta interacción podemos tener en cuenta la posibilidad de que, aunque los efectos primarios (asociados al rendimiento) tenga un impacto similar (aditivo) para inmigrantes y autóctonos, los inmigrantes puedan no interpretar con la misma precisión la información que su rendimiento representa para inferir sus posibilidades de éxito en lo sucesivo.

El Modelo 3 añade a lo anterior un control sintético que recoge la situación socioeconómica de la familia de cada estudiante. Esta medida (ISEC) fue construida por la Consejería de Educación del Gobierno de Navarra a partir de información diversa sobre los recursos disponibles. Aunque el cuestionario de secundaria incluye otras

variables más detalladas y concretas, como la educación de los padres, el efecto de esta variable parece ser equivalente al de las demás y por tanto, con el fin de preservar el principio de parsimonia, se introduce como única proxy de clase social o recursos socioeconómicos de las familias. La paradoja inmigrante que se materializa en mayores expectativas de las que su peor rendimiento sugeriría, quedará formalmente contrastada en la especificación del Modelo 3. La convención más aceptada (Kao y Tienda, 1998; OCDE, 2006), identifica esta sobre-ambición inmigrante entre familias con distinto estatus migratorio e igual clase social. Téngase en cuenta que una de las posibles, y quizás más probable, explicación de esta regularidad es que las familias inmigrantes estén ubicadas en una clase distinta en destino frente a su posición inicial en origen. Aunque por su nivel de recursos, en destino les corresponda una clase social determinada, sus actitudes y expectativas estarían marcadas por su en principio superior posición de clase en origen.

Hipótesis 2: Los esperados efectos secundarios positivos asociados al estatus migratorio se reforzarán controlando por los recursos socioeconómicos de las familias.

El Modelo 4 añade un control más de poca relevancia analítica, pero que tiene un enorme peso en la literatura: el origen geográfico de los flujos migratorios. Esta variable se encuentra por desgracia agregada en la formulación original del cuestionario de Evaluación de educación secundaria. La agregación se corresponde prácticamente con continentes: Latino-América, Europa, Asia, África, y una categoría residual para los demás casos. La expectativa teórica detrás de este control es débil. Lo es en primer lugar porque, como se sabe a partir de los datos de la OCDE (2006), el optimismo inmigrante parece aplicarse a todos los grupos nacionales, extremo también confirmado por numerosos casos de estudio. En segundo lugar, porque la literatura que estudia el rendimiento específico de algunos colectivos de origen inmigrante ha generado escasos argumentos teóricos contrastables más allá de narraciones bastante casuísticas sobre las particularidades culturales de algunos colectivos o la excepcionalidad de sus trayectorias migratorias (Goyette y Xie, 1995).

El último modelo, que presenta la especificación más completa, añade dos controles fundamentales que modelizan la particularidad de cada uno de los noventa contextos escolares que han formado parte del estudio de evaluación de la educación secundaria en Navarra. Los centros escolares difieren en los recursos de que disponen y en el perfil socio-demográfico de su alumnado. La literatura sobre los llamados efectos de escuela ha crecido desde los años setenta (tras la publicación del Informe Coleman en Estados Unidos<sup>3</sup>) con demasiada torpeza. Durante décadas, los expertos se concentraron en los aspectos más relacionados con los recursos de

la escuela y poco o nada en lo que diferencia a los centros en función del perfil de sus profesores y las prácticas docentes de cada uno de ellos. Este último, ahora en desarrollo, parece ser el gran responsable de los efectos escuela (Sorensen y Morgan, 2000), aunque siga poco o nada teorizado. Este lento pero firme avance de la literatura aún no ha llegado a plasmarse en instrumentos apropiados en los cuestionarios de evaluación o la práctica científica de los expertos. Por esta razón, los análisis que presentamos a continuación se limitan a medir el efecto de dos variables clásicas para modelizar el efecto composición de las escuelas: el porcentaje de inmigrantes (para ver su distribución entre centros ver Gráfico A.1. en el Apéndice) y el perfil socioeconómico medio del alumnado de cada escuela. La primera de estas variables ha sido ya identificada como un predictor significativo del rendimiento en España, antes de controlar por la segunda de estas variables (Cebolla-Boado y Garrido, 2011). Al incluir estas variables en los modelos comprobaremos hasta qué punto las expectativas educativas de los estudiantes en Navarra están condicionadas por efectos de pares y, en el caso específico de los estudiantes de origen inmigrante, si los efectos de escuela son determinantes de su diferencial con respecto a los autóctonos.

En el primero de los modelos presentados en la tabla 3, obtenemos un resultado inesperado<sup>4</sup>. Controlando por el rendimiento previo, las expectativas educativas de la población escolar de origen inmigrante en Navarra siguen siendo negativas (0,34). Esto difiere de los resultados encontrados para otros países europeos en los que el optimismo relativo de los inmigrantes es visible al controlar por su rendimiento. Aunque el efecto inmigrante sigue siendo aquí negativo, debe tenerse en cuenta la importante reducción del coeficiente logístico (de -0,67 en el Modelo 1 de la Tabla 2). Esto quiere decir que al menos la mitad de la desventaja inmigrante en las expectativas se debe al peor rendimiento de los hijos de los inmigrantes en la escuela. El modelo M2.2 muestra que, además del efecto negativo de ser inmigrante sobre las expectativas (-0,45), existe una interacción significativa entre la condición de inmigrante y el rendimiento previo: haber repetido algún curso en el pasado ajusta a la baja las expectativas de todos los estudiantes (efecto aditivo de repetir estimado en -2,56)<sup>5</sup>. Este efecto, no obstante, parece ser más negativo para los autóctonos que para los inmigrantes, ya que, entre éstos últimos, quienes han repetido, se produce un ajuste a la baja de las expectativas de -0,67. En otras palabras, el ajuste a la baja en las expectativas que se produce entre aquellos cuyo rendimiento previo no es bueno,

<sup>4</sup> El apéndice incluye una tabla (A.1) con información descriptiva sobre todas las variables independientes utilizadas en estos modelos.

<sup>5</sup> El apéndice incluye una tabla (A.2) en la que se puede ver la diferente propensión a repetir de los hijos de dos inmigrantes y la categoría de referencia mixto+autóctono.

<sup>3</sup> 1966, *Equality of Educational Opportunity*.

Tabla 3.

Regresión multinivel logística de efectos aleatorios en la constante y la pendiente del efecto inmigrante. La variable dependiente es la expectativa de ir a la universidad (1) frente a cualquier otra alternativa (0).

		M2.1	M2.2	M3	M4	M5
Hijo de 2 inmigrantes (ref. nativos/mixtos)		-0,34*** (0,09)	-0,45*** (0,09)	0,24* (0,10)	0,34* (0,14)	0,34* (0,14)
<b>Rendimiento</b>	Repite curso	-2,34*** (0,11)	-2,56*** (0,13)	-2,03* (0,11)	-2,03*** (0,11)	-2,01*** (0,11)
	Inmigrante*repite		0,67*** (0,22)			
<b>Estatus socioec.</b>				0,27*** (0,01)	0,27*** (0,01)	0,25*** (0,01)
<b>Origen étnico</b> (ref. españoles)	África				-0,25 (0,24)	-0,23 (0,24)
	América				-0,11 (0,14)	-0,14 (0,14)
	Otros				-0,47 (0,35)	-0,45 (0,35)
<b>Carct. centros</b>	% inmigrantes					1,12*** (0,39)
	Media estatus(socioec)					0,27*** (0,05)
<b>Constante</b>		0,71*** (0,07)	0,73*** (0,07)	-2,67*** (0,19)	-2,65*** (0,19)	-5,82*** (0,61)
<b>Estadísticos</b>	N	5850	5850	5850	5850	5850
	N. centro	91	91	91	91	91
	Chi <sup>2</sup>	537,55	548,00	798,14	797,59	858,23
	σ(inmigrante)	0,00	0,00	0,02	0,02	0,02
	σ(constante)	0,26	0,25	0,10	0,10	0,05

Leyenda: Coeficientes y errores estándar entre paréntesis  
\* p<.05; \*\* p<.01; \*\*\* p<.001

parece ser más moderado entre la población escolar de origen inmigrante que entre los demás estudiantes.

El Tercer Modelo confirma plenamente la existencia de un claro optimismo inmigrante. Controlando por el estatus socioeconómico de las familias, vemos que los estudiantes de origen inmigrante en Navarra tienen expectativas significativamente más altas que las de los estudiantes autóctonos. El impacto de controlar por el índice ISEC hace que el parámetro correspondiente al estatus migratorio pase +0,24. Existe además un impacto interesante de añadir este control sobre el parámetro que modelizar el efecto de haber repetido, que se reduce en cinco décimas de los Modelos 2 al 4, algo que podemos interpretar como una prueba de que repetir o haber tenido un peor rendimiento pasado no tiene un impacto simétrico entre clases sociales.

El Modelo 4 confirma, como era de esperar, la irrelevancia del origen geográfico de los flujos migratorios en sintonía con la literatura empírica más fiable internacional (Heath y Brinbaum, 2007) y la española (Álvarez de

Sotomayor, 2011). Por último, el último modelo se ajusta a lo esperado: el impacto del porcentaje de inmigrantes en la escuela parece ser un predictor significativo aunque contra lo que suele ser la idea común que explica el *White Flight* (o la huida de las clases medias autóctonas de las escuelas donde hay una concentración mayor de minorías), las escuelas en las que el porcentaje de inmigrantes es mayor generan también expectativas de ir a la universidad que, en media, son más altas (1,12)<sup>6</sup>. Téngase en cuenta que, también en el caso de esta variable, el efecto bruto del porcentaje de inmigrantes en negativo. En otras palabras, solo al controlar por la composición socioeconómica del alumnado, el porcentaje de inmigrantes resulta un predictor positivo de las expectativas (ver tabla A.3). No obstante, podríamos decir que el impacto que tiene sobre

<sup>6</sup> El efecto de la concentración de inmigrantes sólo es negativo en un modelo vacío sin controles ni variables independientes del nivel individual y antes de controlar por el estatus socioeconómico medio de los padres de los alumnos.

el estatus migratorio introducir estos dos controles es mínimo (también en el análisis del apéndice). Podemos, por tanto, interpretar de ello que las expectativas positivas de los inmigrantes en este entorno condicional, no se debe a las características de los centros escolares si no a otras variables que con seguridad, operan en el nivel individual o familiar y no residen, por tanto, en los efectos escuela.

Con el fin de aumentar la confianza en las conclusiones discutidas en esta sección empírica se han llevado a cabo distintas comprobaciones de la sensibilidad de los resultados a diferentes concepciones de la variable dependiente entre las que cabe destacar la estimación de modelos lineales (en los que las expectativas 0-7 no han sido recodificadas), modelos en los que los estudiantes indecisos han sido eliminados de la muestra analítica o modelos que utilizan el logaritmo de las expectativas como variable dependiente sin que ninguna de estas alternativas ofrezca conclusiones netamente diferentes a las discutidas a continuación.

## CONCLUSIONES Y DISCUSIÓN

En este trabajo hemos confirmado la hipótesis del optimismo inmigrante con los mejores datos disponibles para el estudio de las desigualdades educativas en la Comunidad Foral de Navarra. Los hijos de padres inmigrantes escolarizados en la secundaria tienen en media (bruta, no condicional), expectativas educativas más bajas que los autóctonos. Esto se debe a dos regularidades relacionadas con la forma en que se distribuye el rendimiento educativo de inmigrantes y autóctonos: en primer lugar al hecho de que los inmigrantes tienen en media peores resultados educativos que los demás estudiantes y, por tanto, ajustan a la baja sus esperanzas en sintonía con su rendimiento; en segundo lugar es importante destacar que este ajuste es en esta población más moderado que en el caso de los autóctonos. Al menos la mitad de los diferenciales brutos entre hijos de inmigrantes y autóctonos se debe a este peor rendimiento.

Una vez que se tiene en cuenta el estatus socioeconómico de las familias, el optimismo de los inmigrantes se hace muy evidente, resultando el diferencial entre hijos de familias migrantes y no, positivo a favor del primer grupo.

Una de las conclusiones más importantes de nuestro trabajo es que esta peculiaridad (negativa en bruto y positiva en neto) de los planes educativos proyectados por los estudiantes de origen inmigrante no parece deberse al contexto en el que se escolarizan. En general, nuestros datos indican que las expectativas educativas de todos los estudiantes en Navarra se conforman más allá de los límites de los centros escolares. No más de un 6% de la varianza total en la conformación de las expectativas parecen deberse a la forma en la que los estudiantes navarros

se distribuyen entre escuelas. El resto parece atribuirse a razones estrictamente individuales o familiares. Para el caso de los estudiantes de origen inmigrante, considerar las características de la escuela (porcentaje de inmigrantes en los centros y perfil socioeconómico del alumnado) no altera en absoluto el impacto neto positivo asociado al estatus migratorio.

Aunque esta conclusión en sí misma sea relevante para la literatura sobre el estudio de las expectativas y ambiciones educativas de la población inmigrante, la confirmación del optimismo inmigrante y de su independencia de las características de los centros escolares debería ser tenida en cuenta como una prevención contra el abuso que la literatura sobre efectos de escuela y concentración de inmigrantes en centros escolares hace a la existencia de efectos de pares o presiones fruto de micro-interacciones negativas. La concentración de inmigrantes en centros puede tener un debatido impacto negativo sobre el rendimiento, pero difícilmente se producirá a través de un contagio del desánimo entre los estudiantes ya que, como hemos visto aquí, las expectativas medias de los centros con más inmigrantes son más altas que en el resto.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Álvarez de Sotomayor Posadillo, A. 2011. *El rendimiento académico de los alumnos inmigrantes en España: un estudio de caso*. Tesis doctoral. Granada: Universidad de Granada.
- Boliver, V. 2006. "Social inequalities in access to higher status universities in the UK: the role of university admissions decisions", *Sociology Working papers*. Oxford, 2006-7.
- Borjas, G. 1995. "Ethnicity, neighbourhoods and human capital externalities", *American Economic Review*, 85, 365-390.
- Boudon, R. 1974. *Education, opportunity, and social inequality; changing prospects in Western society* New York: Wiley.
- Breen, R. y J. H. Goldthorpe. 1997. "Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory." *Rationality and Society* 9: 275-305.  
<http://dx.doi.org/10.1177/104346397009003002>
- Brunello, G. y L. Rocco. 2011. "The effects of immigration on the school performance of natives: cross country evidence using PISA test scores" *IZA discusión papers* 5479.
- Cebolla-Boado, H. 2013. *Introducción Al Análisis Multinivel*. Centro de Investigaciones Sociológicas: Madrid.
- Cebolla-Boado, H., A. González Ferrer y Y. Soysal. 2013. "The Interplay between families and schools: immigrant and native differentials in educational outcomes", Instituto Juan March, *Working Papers*, 280.
- Cebolla-Boado, H. y L. Garrido Medina. 2010. "The Impact of immigrant concentration in Spanish schools" *European Sociological Review* 27: 606-623.  
<http://dx.doi.org/10.1093/esr/jcq024>
- Cebolla Boado, H. 2011. "Primary and Secondary effects in the explanation of immigrant's educational disadvantage", *British Journal of Sociology of Education* 32(3):407-430.  
<http://dx.doi.org/10.1080/01425692.2011.559341>
- Cebolla-Boado, H. 2008. "Del preescolar a las puertas de la universidad: un análisis de las trayectorias escolares de los estudiantes inmigrantes en Francia", *Revista Internacional de Sociología* 51:79-103.

- Cebolla-Boado, H. 2007. "Immigrant concentration in Schools: peer pressures in place?" *European Sociological Review* 23:341-356. <http://dx.doi.org/10.1093/esr/jcm008>
- Crul, M. y J. Schneider. 2009. *Children of Turkish Immigrants in Germany and the Netherlands: The Impact of Differences in Vocational and Academic Tracking Systems*. Mimeo.
- Dietz, R. D. (2002). "The Estimation of Neighbourhood Effects in the Social Sciences: An Interdisciplinary Approach". *Social Science Research*, 31, 539-575. [http://dx.doi.org/10.1016/S0049-089X\(02\)00005-4](http://dx.doi.org/10.1016/S0049-089X(02)00005-4)
- Erikson R., J.H. Goldthorpe, M. Jackson, M. Yaish and D.R. Cox. 2005. 'On Class Differentials in Educational Attainment', *Proceedings of the National Academy of Sciences*. Vol. 102:27, pp. 9730-33. <http://dx.doi.org/10.1073/pnas.0502433102>
- Evans, W. N., Oates, W. E. y Schwab, R. M. 1992. "Measuring Peer Group Effects", *Journal of Political Economy*, 100: 966-991. <http://dx.doi.org/10.1086/261848>
- Fekjaer, S.N. y G.E. Birkelund. 2007. "Does the ethnic composition of upper secondary schools influence educational attainment" *European Sociological Review* 23: 309-323. <http://dx.doi.org/10.1093/esr/jcm003>
- Gambetta, D. 1987. *Were They Pushed or Did They Jump?* New York: Cambridge University Press. <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9780511735868>
- Goyette, K. y Y. Xie. 1999. "Educational expectations of Asian American youths: Determinants and ethnic differences". *Sociology of Education*, 72, 22-36. <http://dx.doi.org/10.2307/2673184>
- Haller, A. O. 1982. "Reflections of social psychology of status attainment", Pp. 3-28, en *Structure and Behaviour: Essays in honour of William Hamilton Sewell*, R. Jausaer, D. Mechanic, A. O. Haller y T. Hauser (eds). Nueva York, Academic Press.
- Heath, A. F., C. Rothon, E. Kilpi. 2008. "The Second Generation in Western Europe: Education, Unemployment, and Occupational Attainment." *Annual Review of Sociology*, 34: 211-235 <http://dx.doi.org/10.1146/annurev.soc.34.040507.134728>
- Heath, A. y Y. Brinbaum. 2007. "Explaining Ethnic Inequalities in Educational Attainment". *Ethnicities*, 7(3): 291-305. <http://dx.doi.org/10.1177/1468796807080230>
- Hyman, H. 1953. "The Value Systems of Different Classes", Pp. 488-499, en R. Bendix y S. M. Lipset (eds.) *Class, status, and power; a reader in social stratification*. Glencoe, Ill: Free Press.
- Jackson, M (ed). 2013. *Determined to Succeed: performance versus choice in educational attainment*. Stanford, Stanford University Press. <http://dx.doi.org/10.11126/stanford/9780804783026.001.0001>
- Jonsson, J.O. y F. Rudolphi. 2011. "Weak performance – strong determination. School achievement and educational choice among children of immigrants in Sweden." *European Sociological Review*, 27:487-508. <http://dx.doi.org/10.1093/esr/jcq021>
- Kao, G. y Tienda, M. 1998. "Educational aspirations of minority youth". *American Journal of Education*, 106: 349-384. <http://dx.doi.org/10.1086/444188>
- Kao, G. y M. Tienda. 1995. "Optimism and Achievement: the educational performance of immigrant youth." *Social Science Quarterly*, 76:1-19.
- Lugo, M.A. (2011) "Heterogenous peer effects" World Bank, Policy Research Working Group Paper 5718.
- Morgan, S. 1998. "Adolescent Educational Expectations." *Rationality and Society* 10: 131-62. <http://dx.doi.org/10.1177/104346398010002001>
- Murphy, J. 1981. "Class Inequality in Education." *British Journal of Sociology* 32: 182-201. <http://dx.doi.org/10.2307/589445>
- OECD 2006. "Performance of immigrant students in PISA 2003" en *Where Immigrant Students Succeed - A Comparative Review of Performance and Engagement in PISA 2003*.
- Pearlin, L. I. 1971. *Class context and family relations; a cross-national study*. Boston: Little Brown.
- Portes, A y R. G. Rumbaut. 2001. *Legacies: The Story of the Immigrant Second Generation*, Berkeley, CA: University of California Press y Russell Sage Foundation.
- Portes, A., R. Aparicio, W. Haller y E. Vickstrom. 2011. "Progresar en Madrid: aspiraciones y expectativas de la segunda generación en España" *Revista Española de Investigaciones Sociológicas* 134: 55-86
- Sewell, W, H. A., O. Haller y A. Portes. 1969. "The educational and early occupational attainment process" *American Sociological Review* 34: 82-92. <http://dx.doi.org/10.2307/2092789>
- Sorensen, A. y S. L. Morgan. 2000. "School effects: theoretical and methodological issues" en *Handbook of Sociology of Education*, M. Hallinan (ed). Kluwer Academic/Plenum Publishers, Nueva York.
- Willis, P. E. 1977. *Learning to Labour*. London: Gower.

**HÉCTOR CEBOLLA BOADO** es Profesor contratado Doctor en el Departamento de Sociología II de la UNED (Estructura Social). Se doctoró en sociología en la Universidad de Oxford (Nuffield College) en 2007. Es doctor miembro del Instituto Juan March de Estudios e Investigaciones.

**ANTIDIO MARTÍNEZ DE LIZARRONDO** es doctor en sociología y profesor asociado del Departamento de Trabajo Social de la Universidad Pública de Navarra y técnico de la Oficina de Atención al Inmigrante del Gobierno Foral de Navarra.

## APÉNDICE

Tabla A.1.  
Descripción de las variables independientes.

Etiqueta de la variable	N	Media	Desv. Típ.	Min.	Max.
Hijo de dos inmigrantes	5.913	0.165	0.371	0	1
Repite curso	5.895	0.150	0.357	0	1
ISEC familia	5.913	12.161	2.638	4	16
África	5.913	0.026	0.161	0	1
América	5.913	0.140	0.347	0	1
Otros	5.913	0.008	0.091	0	1
Europa	5.913	0.820	0.384	0	1
% inmigrantes	5.913	0.165	0.147	0	0.634
ISEC medio escuela	5.913	12.161	1.260	8.944	15.281

Leyenda: frecuencia, media, desviación típica, mínimo y máximos observado.

Tabla A.2.  
Tabla de contingencia. Repetición de curso por estatus migratorio.

	Otros (autóctonos y mixtos)	Hijo de dos inmigrantes	Total
	4,386	622	5,008
No repite	87.58	12.42	100
	89.04	64.19	84.95
Repite	540	347	887
	60.88	39.12	100
	10.96	35.81	15.05
Total	4,926	969	5,895
	83.56	16.44	100
	100	100	100

Leyenda: Frecuencia y porcentajes de fila y columna.

Chi<sup>2</sup> Pearson = 391.1042 Pr = 0.000

V de Cramer = 0.2576

Tabla A.3.  
Modelos de regresión logística multinivel : Vardep : expectativas 1(universidad) 0(resto de opciones).

	P1	P2
Porcentaje de inmigrantes en la escuela	-1,95*** (0,46)	1,16*** (0,37)
Estatus socioeconómico medio en la escuela		0,53*** (0,04)
Constante	0,71*** (0,10)	-6.15*** (0,55)
Est 1 centros)la escuelas en la escuela(universidad) 0(resto de opciones)e el rendimiento, pero diftaja inmigrante en las expectadísticos		
N	5.865	5.865
N. centros	91	91
Chi <sup>2</sup>	17,81	204,41
σ(constante)	0,26	0,03

Leyenda: Coeficientes y errores estándar entre paréntesis

\* p<.05; \*\* p<.01; \*\*\* p<.001

Gráfico A.1.  
 Distribución del porcentaje de inmigrantes en los centros escolares de Navarra.

