

DIFERENCIAL DE RENDIMIENTO ACADÉMICO ENTRE LOS ALUMNOS DE EDUCACIÓN SECUNDARIA OBLIGATORIA Y NO OBLIGATORIA.

José Luis Albánchez Blanco.

Departamento de Economía Aplicada (Estadística y Econometría). Universidad de Málaga

jlalbanchez@uma.es

En este trabajo analizamos la prevalencia del rendimiento académico en los niveles no obligatorios, según su evaluación por una serie de indicadores de amplia aceptación aplicados a una muestra de 1011 estudiantes calificados en la convocatoria de junio de 2009.

Nuestro objetivo prioritario se orienta a determinar las diferencias entre indicadores. Los resultados obtenidos a partir de la metodología estadística aplicada, revelan importantes diferencias en la proporción de éxito (fracaso).

Las diversas técnicas empleadas (regresión lineal con variables dicotómicas y logística) para estimar la magnitud de la dependencia éxito-nivel, muestran como el nivel de estudios, cuantificado por variables cualitativas, resulta ser un predictor positivo y estadísticamente significativo del éxito en este estadio educativo.

1. Introducción.

El modelo comprensivo de Educación Secundaria Obligatoria implantado en España en 1990 con la Ley de Ordenación del Sistema Educativo (LOGSE) actualizado y refundado más recientemente con la Ley Orgánica de Educación de 2006 (LOE) generaron en España un fenómeno novedoso por cuanto a la intensidad de su afectación en las cohortes correspondientes a los grupos de edad que tradicionalmente se escolarizaban en el nivel preuniversitario. Según datos del Instituto Nacional de Calidad y Evaluación (INCE), casi la tercera parte de los alumnos adolescentes de nuestro país, estudiantes de ESO, obtiene calificaciones negativas. En la enseñanza media un 32% de los alumnos repite curso, un 35% no termina con éxito 2º de E.S.O., el 48% no supera el bachiller y en la universidad el abandono de los estudios ronda el 50%. Matemáticas, Lengua e inglés son las materias en las que se registra un mayor fracaso escolar. Frente a la media europea (20%), el índice español de fracaso, sólo es superado por Portugal, con algo más del 45%. La Comunidad con mayor fracaso escolar es Canarias, con un 35,8%, mientras que la de Asturias es la más baja con un 14,4%, seguida de Navarra, con un 17,3% y la Comunidad Autónoma Vasca, con un 17,5%.

El fracaso escolar, se ha convertido en uno de los temas “estrella” de la Educación Secundaria hasta el punto que se ha erigido en la prioridad a subsanar con el Pacto Educativo que se negoció desde el MEC y ha sido presentado recientemente, encabezando la lista de objetivos la reducción del fracaso escolar y del elevado abandono después de la etapa obligatoria.

En Andalucía, la Consejería de Educación implantó un Programa de Calidad y Mejora de los Rendimientos, también conocido como plan de incentivos que pretendía reducir el fracaso escolar, principalmente, en los institutos. Sin embargo, esta medida -que contemplaba

incentivos de hasta 7.000 euros para cada docente acogido- no convenció a los profesores de los institutos, que no respaldaron el plan. Sumarse al programa era voluntario y en las tres primeras convocatorias sólo un 23% de los institutos públicos de la comunidad aceptó entrar, algo que decidían los docentes votando en el claustro. Tras el fracaso del plan se ha anunciado su reforma de cara al próximo curso.

Se han realizado muchos estudios y se han publicado ininidad de trabajos explicando el fenómeno y dando pautas para su resolución. La cuestión es compleja y no admite sólo una explicación. Cada alumno es diferente y sus circunstancias también. Sin embargo, las diversas investigaciones desarrolladas apuntan como principales factores explicativos a:

- La falta de hábitos de estudio unida a una mayor dificultad para esforzarse.
- Dificultades de comprensión lectora y bajo nivel léxico.
- Problemas de atención y concentración.
- Baja autoestima académica.
- La falta de organización para estudiar o realizar las tareas escolares.

De forma más genérica, la clase social, la familia o el desarrollo lingüístico, han sido señalados como los determinantes originarios del problema. En España destacan las investigaciones acometidas por Castejón (1996), también el Centro de Investigación y Documentación Educativa (CIDE, 1990) sobre un modelo causal de rendimiento académico, y el Instituto Nacional de Evaluación y Calidad del Sistema Educativo (INECSE, 1998 y 2000), que evaluó a los egresados E.S.O. Estos trabajos no han supuesto en general actuaciones concretas de política educativa.

A nivel internacional es de destacar el trabajo pionero de Coleman (1966) aplicando técnicas de regresión paso a paso, el de confirmación de Jencks (1972) y los más recientes de Theule (2006) y Cervini (2002, 2003 y 2004).

El trabajo que desarrollamos no pretende ser un análisis de causación si no de medición de las diferencias de rendimiento existentes en función del nivel. Aunque el concepto de rendimiento académico es impreciso, en general, se esgrime como símbolo de la calidad del sistema educativo y la educación obtenida como principal Capital Humano generador de producción y rentas, sustentándose esta idea en el binomio educación-producción expuesto en la Teoría del capital Humano.

En nuestro trabajo consideramos el fracaso –rendimiento a nivel insatisfactorio- simplemente como resultado de las disciplinas no superadas o pendientes, o de la carga lectiva no superada para poder comparar de forma equivalente materias aprobadas o suspendidas con dispar asignación horaria. Es en definitiva un estudio de rendimiento por materias superadas pues para obtener estas basta con deducir de las que componen un curso las pendientes.

Para cumplir con este objetivo procederemos en primer lugar a efectuar el análisis exploratorio de la subpoblación –muestra de oportunidad- de la que hemos extraído los datos, constituida por las actas de los grupos de alumnos evaluados en la convocatoria de junio de 2009 en un centro de la provincia de Málaga. Una vez cuantificado el fracaso bajo el criterio de las materias pendientes y los créditos o carga lectiva no superada, realizaremos un análisis exploratorio de los datos que nos servirá para plantear y contrastar las hipótesis sobre la dependencia rendimiento-nivel (tipo de enseñanza). Contrastaremos la dependencia nivel-éxito y cuantificaremos las diferencias entre los niveles sirviéndonos de un modelo econométrico con variables dicotómicas y finalmente analizaremos el éxito-fracaso con modelos de regresión logística.

2. Análisis exploratorio y de la tabla de contingencia.

Cuando se analizan variables cualitativas como el éxito o fracaso escolar y el nivel o modalidad de enseñanza, es usual representar las frecuencias de casos observados para cada una de las diferentes categorías en tablas de contingencia. En nuestro caso la tabla resumen más detallada contendría las variables aleatorias Nivel educativo por filas y el Grado de Fracaso medido en principio por el número de asignaturas pendientes, por columnas. Estas variables se presentan respectivamente con $n=8$ niveles educativos, cuatro en la modalidad Obligatoria (1º, 2º, 3º y 4º de E.S.O.) y cuatro en la Postobligatoria (1º de Bachillerato, 1º de Formación Profesional -F.P.- de grado medio, 2º de estas enseñanzas, 1º y 2º de F.P. grado superior) y también por $m=11$ niveles mutuamente excluyentes correspondientes a las disciplinas no superada en la convocatoria ordinaria de junio de 2009.

En aras a facilitar los análisis que abordaremos, resulta conveniente caracterizar el éxito también como variable cualitativa ordinal en lugar de cómo cuantitativa discreta, para esto basta simplemente con relacionar cero pendientes con la modalidad primer nivel de éxito y adjudicar los siguientes de forma consecutiva, teniendo en cuenta que los niveles de éxito dependerán de número de asignaturas del curso considerado –por ejemplo 10 en 1º de E.S.O., 8 en 1º del Ciclo medio de F.P. Equipos Electrónicos de Consumo, etc.-Una vez tabulados los datos aprovechamos toda la información susceptible de obtener de su ordenación para contrastar la independencia entre las variables ordinales nivel académico preuniversitario y grado de éxito.

El test de linealidad para tablas de contingencia $n \times m$ consiste en descomponer el valor Ji-Dos del contraste de independencia en dos componentes independientes que permiten contratar si existe relación lineal significativa entre las variables ordinales que han sido codificadas numéricamente en la tabla. Considerando como Y_j los códigos columna y X_i los filas, estimamos por mínimos cuadrados ordinarios los parámetros de la regresión lineal de Y sobre

X. El estimador $\hat{\beta}$ del parámetro β , nos proporcionara el tipo de relación entre X (nivel o curso) e Y (grado de éxito académico), parámetro que una vez estimado contrastamos su significación por el test Ji-Dos, teniendo en cuenta que la distribución de este estadístico

$$\frac{\hat{\beta}^2}{\text{Var}(\hat{\beta})} \sim \chi^2_{1,\alpha}$$

La regresión arroja un $\hat{\beta} = -0,47$, con valor del estadístico $t = -3,03$ y una probabilidad asociada del 1%, es decir, con un nivel de confianza del 99% rechazamos la hipótesis de no influencia del nivel en el rendimiento, y similares resultados obtenemos con el test Ji-Dos (9,20, $p = 0,00002$). El paso de un nivel a otro, supone una reducción de 0,47 en las materias suspensas por curso o el nivel de fracaso puesto que la transformación operada en la variable dependiente no afecta al parámetro estimado aunque sí a su interpretación.

Si sustituimos el nivel de éxito codificado del 1º al último 11º, por la carga lectiva pendiente expresada como horas/semana de materias no superadas, el signo del parámetro se modifica ($\hat{\beta} = 0,3$; $t = 8,6$, $p = 9,8 \cdot 10^{-7}$), pero la intensidad de la relación con el nivel crece. Indagando los datos para justificar este cambio encontramos que los alumnos del ciclo medio de FP Electricidad y también del de Electrónica, presentan unas medias de pendientes que sólo exceden ligeramente las de los niveles obligatorios (3,6 por 3,91 para la E.S.O.), pero cuya carga es muy superior, esto supone que el diagrama de dispersión experimente una doble oscilación que modifica el signo obtenido anteriormente. No obstante, si excluimos del nivel 5º y 6º estos cursos reaparece el signo ($\hat{\beta} = -1,7$; $t = -4,4$, $p = 0,001$), por lo que estos cursos representan una anomalía en la regularidad general que presenta el fenómeno, lo cual cabe atribuir a nuestro entender a la concurrencia de tres circunstancias: a) su contenido es eminentemente tecnológico, con requerimiento de ciertas bases científico-matemáticas, b) el alumnado que se orienta por ellos en general no ha presentado un rendimiento elevado en los estudios obligatorios, c) el profesorado marca cuotas de exigencia altas para disuadir a los alumnos más problemáticos por cuanto a su trayectoria académica y/o de comportamiento y no convertir estos estudios en una prolongación de la E.S.O.

Los niveles 7º y 8º corresponden a 1º y 2º del ciclo superior de F.P. de Educación Infantil y se comportan de forma concordante con la variación estimada probablemente por la amplia gama de características comunes de los alumn@s de estas enseñanzas (mayores de edad, mujeres en su totalidad, con título de Bachillerato o prueba de acceso, etc.).

Para discernir si el diseño que analizamos está también influenciado por las variables implícitas en el nivel como las distintas submodalidades de este que constan en la información

de partida, tales como el tipo de enseñanza elegida o el curso, y al mismo tiempo, cumplir el objetivo de estimar las diferencias de rendimiento entre niveles obligatorios y postobligatorios, pasamos a especificar y estimar los modelos uniecuacionales que concretamos en el siguiente apartado cuyos parámetros nos ofrecerán una medida de los efectos diferenciales que pretendemos cuantificar.

3. Efectos diferenciales en materias pendientes y carga no superada.

Para analizar la influencia que ejercen las distintas modalidades, submodalidades de primer orden o niveles y de segundo orden o tipos de enseñanza postobligatoria y además, estimar el diferencial de rendimiento que presentan estas, con la E.S.O., especificamos y estimamos los siguientes modelos econométricos:

$$(I)PEND = \beta_1 + \delta_1 \cdot POB + u_1$$

$$(II)CARG = \beta'_1 + \delta'_1 \cdot POB + u_2$$

$$(III)PEND = \beta_1 + \theta_1 \cdot NIVPO1 + \theta_2 \cdot NIVPO2 + \theta_3 \cdot NIVPO3 + \theta_4 \cdot NIVPO4 + u_3$$

$$(IV)CARG = \beta'_1 + \theta'_1 \cdot NIVPO1 + \theta'_2 \cdot NIVPO2 + \theta'_3 \cdot NIVPO3 + \theta'_4 \cdot NIVPO4 + u_4$$

$$(V)PEND = \beta_1 + \phi_1 \cdot BACH1 + \phi_2 \cdot BACH2 + \phi_3 \cdot FPM1 + \phi_4 \cdot FPM2 + \theta_3 \cdot NIVPO3 + \theta_4 \cdot NIVPO4 + u_5$$

$$(VI)CARG = \beta'_1 + \phi'_1 \cdot BACH1 + \phi'_2 \cdot BACH2 + \phi'_3 \cdot FPM1 + \phi'_4 \cdot FPM2 + \theta'_3 \cdot NIVPO3 + \theta'_4 \cdot NIVPO4 + u_6$$

Siendo *PEND* y *CARG* las variables dependientes y *NIVPO_h*, *BACH_j*, *FPM_k*, variables ficticias que representan la pertenencia de un alumno a la modalidad de educación postobligatoria específica, ya sea en sus distintas submodalidades de primer orden, es decir, en los niveles 5°,6°,7° y 8°, o de segundo orden, cual es el tipo de enseñanza de Bachillerato o F.P. de grado medio que corresponde al nivel 5° y 6° respectivamente.

Los modelos especificados no incluyen explícitamente interacciones entre la submodalidades de un rango y las del consecutivo para no incurrir en multicolinealidad perfecta.

Como es tradicional cuando se emplean regresores de esta naturaleza, el valor unitario va a representar la concurrencia del suceso en el elemento y el cero su ausencia. Los resultados obtenidos para la estimación de los parámetros constan en los cuadros adjuntos.

<i>Modelos I y II</i>			<i>Modelos III y IV</i>		
	Coeficientes I	Coeficientes II	Coeficientes III	Coeficientes IV	
const	3,91	11,73			
POB	-1,52	-4	NIVPO1	-1,49	-4,32
			NIVPO2	-0,66	-0,90
			NIVPO3	-3,29	-8,01
			NIVPO4	-3,25	-10,73

Las regresiones I y II, nos indican:

- Que el valor esperado de las pendientes en junio se reduce en torno a una asignatura y media entre los niveles obligatorios y no obligatorios.
- Que la reducción media de carga lectiva no superada alcanza las cuatro horas por semana.

Todos los coeficientes estimados y los modelos, superan ampliamente los contrastes de significación individual y conjunta.

Los modelos II y III, nos muestran el dispar efecto diferencial de cada nivel postobligatorio respecto a los obligatorios, concretamente el valor esperado de las pendientes en junio se reduce en torno a una asignatura y media entre la E.S.O. y el primer nivel postobligatorio, mientras que esta diferencia es sensiblemente inferior con el 2º nivel y se acrecienta en los superiores, aunque hemos de suponer que estos resultados están muy influenciados por la oferta educativa del centro y en términos generales posiblemente se modificasen hacia un valor absoluto inferior. Idénticas conclusiones se infieren de permutar la variable dependiente número de pendientes por carga. Por último, los modelos y los coeficientes superan los contrastes individuales globales y de igualdad entre los mismos.

Los modelos V y VI, muestran el efecto diferencial de cada tipo de enseñanza impartida en los distintos niveles postobligatorios.

Modelos V y VI

	Coeficientes V	Coeficientes VI
BACH1	-1,15	-4,50
BAH2	-0,72	-2,18
FPM1	-2,00	-4,06
FPM2	-0,60	0,37

La captación de los efectos diferenciales de las submodalidades de tercer orden conlleva la incorporación de una amplia gama de variables ficticias que generan en la estimación los peculiares efectos de la colinealidad en tanto en cuanto se rechaza la significación individual del 4º parámetro, pero se acepta la global del modelo. No obstante, los criterios de evaluación de bondad (Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn) se mantienen muy próximos a los obtenidos para el

caso previo (III, IV), con lo cual, la explicatividad de estos modelos ampliados es muy similar a los anteriores.

La prosecución en la cuantificación de efectos de submodalidades orden mayor, tales como tipo de Bachillerato (de humanidades, Ciencias Sociales, Tecnológico, etc.) o F. P. de grado medio, agravaría el problema de la colinealidad sin que la naturaleza de los modelos especificados permitiese su resolución por el método de la diferenciación de Wang (1996) o esta se complicase considerablemente si pretendiésemos aplicar la Regresión Ridge de Hoerl-Kennard(1970) o Liu (2003).

Por tanto, estimaciones de orden superior precisan de una base de datos distinta, con lo cual, finalizamos la determinación de los efectos diferenciales en este estadio y pasamos a determinar la cuantificación del riesgo por parámetros “odds ratio” –razón entre la probabilidad de éxito y fracaso en las distintas submodalidades consideradas-.

4. Coeficientes del modelo logístico cuantificadores de reducción del riesgo de reproducir el fracaso escolar en los niveles de E.S.O.

El modelo de regresión logística con un factor dicotómico, cual es si un alumno pertenece o no a las distintas submodalidades consideradas, nos va a relacionar el coeficiente de esa variable explicativa con el odds ratio (OR) o ratio de probabilidades de fracaso-éxito, ya que ahora el 1 representa al alumno con pendientes.

Con las variables consideradas, cada coeficiente se corresponderá al OR de la categoría con relación a la de referencia que en nuestro caso serán los niveles obligatorios, es decir, que

$$\frac{OR_i}{OR_{OB}} = e^{\beta_i} .$$

Por tanto, los coeficientes del modelo cuantificaran la reducción del riesgo de

incurrir en el fracaso escolar propio de los niveles obligatorios, a medida que cambia el nivel y/o el tipo de enseñanza en relación a la enseñanza obligatoria considerada conjuntamente.

Para las submodalidades de tercer orden que recogen las variables explicativas introducidas en los modelos V y VI, los resultados:

Coeficientes de la regresión logit binaria y tasa de fracaso prevista

const	0,22 (55,60%)
BACH1	-0,44 (44,63%)
BACH2	-0,22 (50,10%)
FPM1	-0,73 (37,59%)
FPM2	-0,44 (44,64%)
NIVPO3	-2,30 (11,13%)
NIVPO4	-2,28 (11,14%)

Los cambios en la reducción del riesgo de reproducción de las tasas de fracaso E.S.O. varían con el nivel y el tipo de enseñanza y en general arrojan unos valores muy superiores a los

que señala el INCE en la enseñanza obligatoria y el bachillerato, debido a que los resultados corresponden a la convocatoria ordinaria de junio y los alumnos pueden superar disciplinas pendientes en septiembre y promocionar de curso. Es significativo que la minoración en las enseñanzas de F.P. ya sean de grado medio o superior supera a la que presentan las de Bachillerato. El coeficiente del modelo referido exclusivamente a los niveles postobligatorios es -1,15, lo que supone una tasa de fracaso en toda la etapa postobligatoria de un 28,40%, mientras que introduciendo como factores los niveles resulta un 42% (-1,2) para el primero y un 47,2% (-0,65) para el segundo.

Para comparar el éxito-fracaso global de la enseñanza preuniversitaria con el de los tipos y niveles educativos, estimamos un logit multinomial con variable dependiente que adoptará valores: 0 para el éxito en la convocatoria ordinaria, 1 para los alumnos con fracaso moderado a los que quedan tres o como máximo cuatro materias pendientes, alumnos con alta probabilidad de promocionar y 2 para los estudiantes con fracaso extremo con más de cinco materias no superadas y muy reducida probabilidad de promoción. Los resultados obtenidos nos muestran como la reducción del fracaso moderado respecto al éxito global del estadio educativo, es muy similar por niveles y tipos de enseñanza, mientras que el riesgo de fracaso extremo disminuye con más intensidad en las enseñanzas profesionales que en las academicistas, lo que nos manifiesta de nuevo que la elección menos condicionada y la perspectiva de adquirir una formación que posibilita el acceso al mercado laboral a una edad más temprana o con un periodo de instrucción más reducido, actúan como incentivos para reducir el fracaso extremo y el global.

Coeficientes

	REND =1	REND=2
const	-0,69	-0,28
BACH1	-0,91	-0,22
BACH2	-0,88	-0,18
FPM1	-0,85	-0,62
FPM2	-0,91	-0,22
NIVPO3	-1,38	-17,54
NIVPO4	-1,38	-17,54

5. Conclusiones.

Con esta comunicación hemos realizado un análisis de la incidencia de las distintas submodalidades de nivel y tipo de enseñanza secundaria en el rendimiento del alumno en esta etapa, en términos de efecto diferencial respecto al esperado en el nivel obligatorio.

Tal efecto es considerable entre los niveles obligatorios y no obligatorios, lo cual es indicativo de que las variables ficticias empleada para captar esta característica es una buena proxy de la edad y la capacidad de elección que conlleva.

Si descendemos a submodalidades de orden más avanzado como el nivel, el efecto diferencial es muy elevado en los correspondientes a ciclos superiores -enseñanza superior no universitaria- y menor en los inmediatos posteriores a la enseñanza obligatoria, pero estos resultados están muy influidos por considerar en exclusiva a alumnos de un ciclo y familia profesional –concretamente Educación Infantil-.

La consideración del tipo de enseñanza nos muestra efectos muy dispares y con menor fiabilidad ya que la incorporación de los regresores adicionales muestra signos de aparición de multicolinealidad, aunque esta es rechazada por los test VIF (factor de inflación de la varianza) del programa empleado (GRET).

Por último, hemos analizado los cambios en el riesgo de que un alumno incurra en fracaso escolar específico de los niveles obligatorios en el transcurso de los no obligatorios, resultando de nuevo reducciones menores en las enseñanzas profesionales, que también se muestran las más influyentes en rebajar el fracaso moderado y extremo.

BIBLIOGRAFÍA.

- Castejón, J. L. (1996). *Determinantes del rendimiento académico de los estudiantes y de los centros educativos: modelos y factores*. Alicante: Editorial Club Universitario.
- Cervini, R. (2002). Desigualdades socioculturales en el aprendizaje de Matemáticas y Lengua de la Educación Secundaria en Argentina: un modelo de tres niveles. *Revista de Investigación y Evaluación Educativa*, 8(2), pp. 135-158.
- Cervini, R. (2003). Relaciones entre composición estudiantil, proceso escolar y logro en Matemáticas en la Educación Secundaria en Argentina. *Revista de Investigación y Evaluación Educativa*, 5(1).
- Cervini, R. (2004). Nivel y variación de la equidad en la educación media argentina. *Revista Iberoamericana de Educación*, 34(4). En <http://campus-oei.org/revista/deloslectores/844Cervini.PDF>.
- CIDE (1990). *Hacia un modelo causal del rendimiento académico*. Madrid:M.E.C.
- Coleman, J.S. et al. (1966). *Equality of educational opportunity*. Washington: United States Government Printing Office.
- Hoerl, A. E. and Kennard, R.V. (1970). Ridge Regression: Based estimation for non orthogonal problems. *Tecnometrics*12, pp.55-67.
- INECSE (1998). *Diagnóstico General del sistema educativo. Avance de resultados*. Madrid: M.E.C.
- INECSE (2000). *Evaluación de la Educación Secundaria obligatoria .Datos básicos*. Madrid: M.E.C.
- Jencks, C. et al. (1972). *Inequality: A reassessment of the effects of family and schooling in America*. Basic, New York.
- Liu, K. (2003). Using Liu-Type estimator to combact collinearity. *Communications in Statistics: Theory and methods* 32(5), pp. 1009-1020.
- Theule, S. (2006).Examining Instruction, Archievement And Equity with NAEP Mathematics Data. *Education Policy Analysis Archives* 14.<http://epaa.asu.edu/epaa/v14n14>.
- Wang, G.C.S. (1996). How to handle multicollinearity in regression modelling. *Journal of Business Forecasting*. Spring.

