Rendimiento académico y otros factores psicológicos, sociales y familiares en estudiantes de Educación Secundaria Obligatoria en un contexto multicultural

Maria Olivia
Universidad Privada en Madrid
Email: olivia01@gmail.com

Abstract

Este trabajo pretende trasladar la investigación sobre el rendimiento académico en alumnos de Educación Secundaria Obligatoria (ESO) (12-18 años) de factores personales a otros de tipo psicosocial o sociológico, en un centro español con un alto nivel de inmigración, que acoge a alumnos de veintiocho nacionalidades cuyo porcentaje ronda el 60%. Un segundo objetivo fue desarrollar un breve instrumento de medición para predecir el rendimiento académico, siendo la principal variable dependiente el número de asignaturas suspendidas en las tres evaluaciones de los cursos, encontrando una "constelación óptima de variables" con mayor probabilidad de lograr un mejor rendimiento académico. 317 alumnos de Educación Secundaria formaron parte de esta investigación en un centro público de Zaragoza (Aragón-España) a los que se les aplicó un "Cuestionario de Entorno Familiar, Psicosocial y Contextual" "ad hoc" cuyo análisis factorial arrojó tres factores: Contexto Inmigración, Entorno Familiar y historia autobiográfica académica y hábitos de estudio. Finalmente, analizamos las diferencias encontradas entre estudiantes de diferentes continentes, tratando de encontrar fundamentos socioculturales y condiciones óptimas que puedan explicar estas diferencias. Un análisis más detallado permite vislumbrar una configuración de las variables más importantes que apuntan a un hipotético "éxito académico" en este campo educativo donde existe una gran diversidad étnica y cultural.

Keywords: *rendimiento académico*, *educación secundaria obligatoria*, *diversidad étnica y cultural*, *entornos familiares*, *contexto.*

– – – – – – – – – – ◆ – – – – – – – – – –

A. INTRODUCTION

La búsqueda de relaciones causales entre las variables independientes y el rendimiento académico es un tema complejo y escurridizo como el humo que se ve, huele, se siente, pero cuando se quiere atrapar se desvanece y se te va de las manos. Aunque desde un punto de vista histórico, inicialmente se han realizado muchos estudios empíricos partiendo de variables independientes endógenas inherentes al sujeto, de la psicología de los rasgos (Broc, 2015; Schuerger, 2005), o de perspectivas de inteligencia y habilidades basadas en una enfoque diferencial y psicométrico (Andrés, 1996), muchos estudios basados en estos enfoques, que correlacionan determinadas variables con otras no suelen llegar generalmente a superar explicando alrededor del 50% de la varianza de cambio en las variables dependientes (en nuestro caso rendimiento), de independientes , por lo que surge una nueva búsqueda de factores y variables que ayuden a explicar las relaciones desde paradigmas o enfoques más ecológicos (Bronfenbrenner, 1979) que se creen necesarios, culturales (Bruner,

1990; Cole, 1992, 1999) o contextuales (Valsiner & Winegar, 1992; Cohen & Siegel, 1991; Lacasa, 1994), que aportan nuevos datos para avanzar en la construcción de nuevos modelos teóricos más amplios e integradores en esta línea.

El tema del rendimiento académico siempre ha ocupado un lugar destacado en el campo social y educativo y su relación con determinadas variables mediadoras como el autoconcepto (Broc, 2000, 2014; Harter, 2012), la motivación y la voluntad (Broc, 2006, 2012), o desde modelos teóricos más complejos (Broc, 2011, 2017), etc., que supuestamente la afectan, siendo muchos los factores que influyen, llegando a la conclusión de que esta relación es multicausal y afecta a diferentes planos o niveles de análisis. El número de publicaciones sobre este constructo es muy elevado y no pretendemos aquí realizar ningún estudio de revisión sistemática y metaanálisis, sino aclarar la incidencia de otras variables más periféricas o secundarias pero no menos importantes. Se consideran un conjunto de variables familiares, psicosociales y contextuales "a priori", que pueden afectar el desempeño por lo que este estudio se enmarca dentro de un paradigma evolutivo más cercano a las perspectivas ecológicas y de ciclo de vida que se plantea en este trabajo, pero también con elementos de enfoque cuantitativo y correlacional.

B. METHOD

El diseño de este estudio es retrospectivo "ex post facto" porque las variables independientes y dependientes ya están dadas de antemano y se intenta encontrar o reconstruir los hechos atrás, posibles causas o variables independientes que han provocado la respuesta (León & Montero, 1998; Fontes de Gracia, García Garriga, Pérez-Llantada & Sarriá.

C. RESULT ANDDISCUSSION

El material utilizado es un cuestionario Familia, psicosocial y contexto contextual 30 cuestiones cuyas variables toman diferentes valores según su carácter dicotómico o politómico nominal, ordinal o de intervalo, y se presenta en el Anexo 1. Los resultados de un análisis factorial exploratorio de componentes principales, considerando todas las variables, en definitiva, como análisis numérico y categórico de otros componentes mayores (CATPCA) de tipo escalamiento óptimo, presentando posteriormente resultados bastante similares.

La variable dependiente se operacionalizó de dos formas: a) Suma de puntuaciones (cuantitativa, continua, de intervalo numérico, con un rango de 11 a 110, ya que son once asignaturas y la puntuación mínima de cada una es una y la máxima diez); b) Número de suspensos, relación cuantitativa, numérica, con rango de cero-ningún suspenso-todos once suspensos). La variable "número de fallas" arroja M = 2.67 y SD = 2.99; la variable "suma de puntajes" una M = 51,60 y SD = 18,64, y la misma variable "suma de puntajes tipificada" un M = 0,00 y SD = 1. Prueba de Kolmogorov-Smirnov para una muestra aplicada a esta variable en formato triple a la estadística arroja 20 (Sig., $p < .00$) .06 (Sig., $p < 0.00$) y .06 (Sig., $p < 0.00$), respectivamente (corrección de Lilliefors en significancia), ajustándose a una curva normal. El

cuestionario se diseñó teniendo en cuenta las variables contextuales y periféricas que luchan los tutores de todos los cursos de la ESO y se diseñó modificando algunos ítems que pudieran resultar algo confusos o poco claros. Posteriormente, todos los futuros alumnos del Centro administrarán al final del año (junio de 2015) principalmente en horas de tutoría. Si un alumno/a no estaba en el instituto se le avisaba y cuando llegaba al inicio del curso siguiente (varios meses después), se le administraba en las mismas condiciones, con el fin de evitar el mayor número de casos perdidos. Los datos fueron ingresados al editor de SPSS, versión 22, y se procedió a realizar todos los análisis estadísticos pertinentes. Los puntajes finales de los estudiantes se obtuvieron con el permiso del equipo directivo, la Junta de evaluación docente y los informes de algunos estudiantes o sus padres que no dieron su consentimiento a los que se les preguntó por escrito antes de la administración se descartaron. En esta investigación se utilizaron los programas estadísticos Spss (versión 22) y Lisrel 8.51. Primero se realizó un análisis de componentes principales del cuestionario, tanto categórico (CATPCA) como regular (EFA), con el fin de comparar los resultados. Se hipotetizan tres componentes principales. Posteriormente se realizaron análisis de regresión de todas las variables, y después de las más importantes sobre la variable dependiente suma de calificaciones y número de suspensos. Finalmente, se realizó un análisis de varianza de cada variable por separado, dependiendo de ciertos factores, con el fin de profundizar y comprender mejor estas variables. Como el nivel de escalamiento de las variables era numérico y los resultados eran más claros, se optó por presentar los datos del análisis de componentes principales lineales (exploratorio), aunque los resultados fueron bastante similares a los obtenidos por CATPA.

Para todas las variables el KMO = .76, con prueba de esfericidad de Bartlett, con una aproximación Chi-cuadrado de 2824,557, y df = 378; Sig. = .00, aconsejó una factorización, a una solución de tres factores. En un segundo análisis para las doce variables seleccionadas con mayores cargas factoriales, el KMO fue similar al realizar una factorización (KMO = .749; prueba de esfericidad de Bartlett = 1827,589, df = 66, Sig = .00. Resultados obtenidos utilizando variables 28 y 12 (entre paréntesis) se muestran en la Tabla 2 (Método de extracción: Análisis de componentes principales; Método de rotación: Promax con normalización de Kaiser).

Se podría concluir que una reducción de 28 ítems a 12 aumenta la varianza total explicada de 35% a 62% y que estos elementos se pueden agrupar en 3 factores principales: Factor Contexto de Inmigración, con cuatro ítems que incluyen continente de origen, nacido o no en España, ser inmigrante o hijo de inmigrante versus autóctono y tiempo en años de residencia en España en tres tramos (1-6, 7-12 y 13-19 años). El segundo factor Configuración familiar, que incluiría tres ítems: tamaño de la familia, número de hermanos y lugar ordinal que ocupa al nacer. El tercer y último factor denominado Historia autobiográfica académica y hábitos de estudio, con cinco ítems que incluyen horas diarias de estudio, si repiten o no curso en educación primaria y/o secundaria, si estudian o no fines de semana y por último, actitud negativa hacia motivar el estudio. . Se presentan los índices de bondad de ajuste del modelo. La media de la suma de puntuaciones (notas) de los alumnos inmigrantes o

hijos de inmigrantes es inferior y estadísticamente significativa M = 45,62 (DE = 17,03) y N = 175, en comparación con la de los alumnos autóctonos M = 58,97 (DE = 17,92) y n = 142; ANOVA, F = 45,98 df (1, 315), p < ,00 Se obtienen resultados similares si se utiliza como variable dependiente el número medio de fallos (España M = 1,62, SD = 2,44; Europa del Este M = 3,52, SD = 3,26 ; Asia M = 1, SD = 1,41; América Latina M = 4,01, SD = 3,25; y África M = 3,34 y SD = 2,81). Existen diferencias estadísticamente significativas en la variable dependiente número medio de suspensos (o suma de títulos obtenidos), según los continentes de procedencia de los alumnos o sus familias.

Estadístico de Levene = 7.48, df1 = 4, df2 = 312, Sig. = .00, ANOVA, F = 11.78 (gl 4 312) p <.00. Post Hoc test (tests LSD) y Tamhane arrojan diferencias estadísticamente significativas (p <.05) de los siguientes países: España con todos excepto Asia y este último con todos excepto España; Europa del Este con España y Asia pero no con América y África; América con España y Asia pero no en África y Europa del Este, y África con España y Asia pero no en Europa del Este y América. Tres tramos de periodo de tiempo variable es significativo entre el primer periodo (1-6) años y dos (7-12) y (13-19), pero no entre los dos últimos.

El rendimiento académico (número de suspensos) es estadísticamente significativo en cuanto a la variable Padres Separados (Sí/No). Para los hijos de padres separados (N = 104, M = 3,32 promedio de suspensos; DE = 3,26) frente a los no separados (N = 213; M = 2,35, DE = 2,80). La forma ANOVA muestra un F = 7.443, df (1, 315), Sig. = .00. La estadística de Levene = 8.13, Sig. 0,005, lo que indica que las varianzas son muestras no homogéneas entre esos estudiantes. Los estadísticos Welch y Brown-Forsythe también mostraron valores estadísticos de p < 0,05.

La media de suspensos por asignatura solo proporciona diferencias estadísticamente significativas entre el 4º y el resto, pero no entre el 1º y el 3º tomados por parejas (Post Hoc Test-LSD). Esto podría indicar una tendencia general de los docentes a aprobar más estudiantes para promover y obtener la calificación final. Se puede observar que la media de suspensos es de 1,58 en 4º curso, dato interesante ya que la obtención del título se otorga a dos asignaturas no superadas si se considera que el alumno ha alcanzado los objetivos mínimos. Para primer curso de educación secundaria (N = 79, M = 2,73 y DT 3,07), en 2º (N = 88, M = 2,80 y DT = 2,89) en 3º (N = 78, M = 3,46, DT = 3,20) y para 4º (N = 72, M = 1,58 y DT = 2,47).

No se muestran diferencias estadísticamente significativas en la variable número de suspensos por género. Para hombres (N = 163, M = 2.74, SD = 3.00) y mujeres (N = 154, M = 2.60, SD = 2.98), con F = .17, df (1, 315), Sig. = .68, aunque la propia variable suma de grados que marca la diferencia es estadísticamente significativa y mayor en mujeres con M = 53.75 y SD = 19.97, frente a M = 49.57 y SD = 17.10 en varones, siendo el valor de F = 4.01, y Sig. = .046.

Tanto el número de suspensos como la suma de grados son menores y mayores, respectivamente, en los alumnos que desayunan todos los días (N = 214, M = 2.08, SD 2.62, Anova F, en número de suspensos = 27.33, df (1 315), Sig. = .00 y suma de puntajes obtenidos en los sujetos, M = 55.07 y DT = 18.21, F = 24.47, Sig. = .00), en comparación con los que no desayunan diariamente (N = 103, M = 3,88 y SD = 3,33) en la variable

número de suspensos y una M = 44,40 y SD = 17,50 en suma de puntuaciones en las materias. Estos últimos casi duplican el número de suspensos a los alumnos que desayunan. Además, el porcentaje de inmigrantes que desayunan es del 30% (95) y del 37,5% (119) en la población local, y el porcentaje de los que no desayunan todos los días es del 25,2% (80) inmigrantes frente al 7,3% (23) en los locales. (Pearson Chi-Square = 31,14, df1, significación asintótica bilateral = 0,00.

No se pueden reportar diferencias estadísticamente significativas en las variables dependientes en función de si los padres se han ido o no al trabajo por la mañana antes de que el niño vaya al colegio, aunque el número de suspensos es ligeramente superior en los niños cuyos padres se han ido y la suma de obtuvieron puntuaciones en las materias inferiores.

Sin embargo, se pueden reportar diferencias significativas en las variables dependientes dependiendo de si los padres ayudan o no a sus hijos en la escuela, visto por otro lado, comprensible. Los niños que son ayudados por uno de sus padres obtienen una media de fracasos M = 1,90, DT = 2,98, N = 77, frente a un M = 2,92, DT = 2,95, N = 240, en los niños cuyos padres no les ayudan o no puede ayudarlos. (ANOVA F = 6.93, Sig. = .009). Un patrón similar se observa si se utiliza la variable Padre y Madre llegan tarde al trabajo. Los alumnos cuyos padres llegan tarde al trabajo obtienen un mayor número de suspensos (N = 101, M = 3,77, DT = 3,22) y una menor suma de puntuaciones obtenidas en las materias (M = 44,57, DT = 17,60), que los alumnos cuyos padres no regresa tarde a casa (N = 216, M = 2.15, DT = 2.79) en número de suspensos, y M = 54.88 y DT = 18.23 en suma de puntajes obtenidos en materias, con F = 21.53, Sig. = .00 y F = 22.49, y Sig. = .00, respectivamente.

Un dato sorprendente es el hecho de no encontrar diferencias en las horas de estudio según el curso, cuyas medias no son significativas entre cualquiera de los cuatro cursos que componen la etapa. En primero de secundaria (N = 79, M = 1,15, DT = ,84), en 2º (N = 88, M = 1,26, DT = ,99) en 3º (N = 78, M = 1,54, DT = 1,17)) y en 4to (N = 72, M = 1.29, SD = .81), con F (ANOVA) = 2.24, df 3 31, y Sig. = .08. Esto indica que los estudiantes ya no estudian en los cursos académicos posteriores, pero en todos ellos el promedio de horas dedicadas al estudio es el mismo.

Por otra parte, los alumnos que estudian las mismas horas (N = 137, M = 2,24 y DT 2,56) también obtienen una menor media de suspensos, frente a los que no (N = 180, M = 2,99, DT = 3,24), con una F (ANOVA) = 5,01, gl 1 315, sig. = .03, aunque la suma de puntajes no llega a ser significativa.

En la variable estudiar a la misma hora reaparecen diferencias estadísticamente significativas entre los dos grupos de estudiantes. Los que se han acostumbrado a estudiar en los mismos horarios (N = 139, M = 1,78, DT = 2,35) obtienen un menor número de suspensos que los que estudian en diferentes horarios (N = 178, M = 3,17, DT = 3,24) con un F = 23.64, df 1 315, Sig. =.00), y también obtienen mayor suma de notas finales los primeros (M = 58.6, DT = 17.06) en comparación con los que estudian en diferentes horarios (M = 46.56, DT = 18.30), con F = 32.71, Sig. = .00.

Un patrón similar se obtiene comparando a los estudiantes que tienen un cuarto para estudiar en relación a los que no. Los primeros obtienen un número promedio de

fallas menor (N = 251, M = 2.34, SD = 2.78) en comparación con los que no (N = 66, M = 3.91, SD = 3.42), F = 15.00, df 1 315, Sig. = 0,00. Y también la suma de las puntuaciones obtenidas en las materias por los que sí tienen sitio (M = 54,04, DT = 17,99) frente a los que no (M = 42,30, DT = 18,24), con F = 22,13, p < 0,05.

Lo mismo puede decirse con respecto a la variable educación primaria repetida. Los estudiantes repetidores obtienen mayor número de suspensos (N=74, M=4.08, DT=3.19) que los que no repiten un año (N=243, M=2.24, DT=2.79), con F=23.08, df 1 315 , Sig. = .00). Los primeros obtuvieron una suma de puntuaciones en las materias inferior (M = 39,88, DT = 14,90) en comparación con los que no (M = 55,17, DT = 18,21), F = 43,29, Sig. = .00.

Estas diferencias son similares, pero más pronunciadas en el número de suspensos, si comparamos los alumnos que han repetido curso en Educación Secundaria Secundaria (N = 129, M = 4,12, DT = 3,2) frente a los que no (N = 188, M = 1.67, SD = 2.37), con F = 61.50, df 1, 315, Sig. = .00. De igual forma, en la suma de puntajes obtenidos en las materias, los repetidores (M=40.29, DT=14.03) frente a los que no (M=59.36, DT=17.42), con F=106.84, Sig. = .00.

La comparación entre el número de suspensos en los alumnos que estudian los fines de semana (N = 185, M = 1,74, DT = 2,37) es inferior a los que no (N = 132, M = 3,97, DT = 3,27) con una F = 49.47, df 1 315, y Sig. = .00. Y al contrario ocurre con la suma de puntuaciones que es mayor en los primeros (M = 57,16, DT = 17,61) frente a los que no (M = 43,81, DT = 17,25), con F = 45,00; Sig. = .00. La comparación entre los estudiantes a los que les gusta estudiar y los que no pueden proporcionar un patrón diferente. En este caso, no se muestran diferencias estadísticamente significativas entre ellos aunque los alumnos a los que les gusta estudiar (N=103, M=2,24 y DT=2,77) el número de suspensos es ligeramente inferior al de los que no les gusta (N=214, M = 2,87, DT = 3,07), y de igual forma en la suma de puntuaciones obtenidas en las materias. Esto puede deberse al conjunto de respuestas oa dar respuestas socialmente aceptables. Si bien eso es cierto, el problema es que muchos estudiantes que dicen que les gusta el estudio, no tienen y/o implementan acciones motivacionales y volitivas para iniciar y culminar el proceso, teniendo resistencias internas como la falta de hábitos de estudio, falta de tolerancia a la frustración, a la falta de esfuerzo, a la demora en la gratificación ya afectar la ejecución de la conducta en cuestión. Este fenómeno necesita más investigación y ha sido tratado en otro lugar (Broc, 2012).

Sin embargo el ítem referido a querer dejar de estudiar no tiene connotaciones de deseabilidad social y no todos los estudiantes son capaces de exteriorizarlo, aunque está implícito en ellos, rindiendo más claramente el desempeño, por otro lado, comprensible. En este caso, los que desean dejar de estudiar (N = 71, M = 4,92, DT = 3,05) obtienen un mayor número de suspensos que los alumnos que no quieren dejar los estudios (N = 246, M = 2,02, DT = 2.64), con F = 461.83, df 1 315, Sig. = .00. La suma de puntajes obtenidos en todas las materias está en la misma línea (M = 38.32, SD = 15.94) versus lo que no quieres (M = 55.43, SD = 17.59), con F = 52.25, Sig. = .00, siendo mayor en estos últimos.

En la variable Estoy solo en casa por las tardes se repite el mismo patrón que en la variable anterior. Los que están solos (N = 79, M = 3,47, SD = 3,07) obtienen tasas de fracaso más altas que los que tienen un padre (N = 238, M = 2,40, SD = 2,92), con F = 7,70, df 1 315, Sig = .00, y en consonancia con la suma de puntajes del primer grupo (M = 45.86, DT = 17.08), frente a los que no están solos (M = 53.50, DT = 18.77), F = 10.27, Sig. = .001.\

En la variable Vivo con mis padres versus otras configuraciones, se repite el mismo patrón. Aquellos que viven con ambos padres (N = 297, M = 2,56, DT = 2,95) el promedio de fracasos es menor que los que viven en otras configuraciones familiares (N = 20, M = 4,25, DT = 3,23), con F = 6.08, sig. =.014. Paralelamente en suma de puntuaciones en las materias, los que viven con ambos padres (M = 52,34, SD = 18,47) frente a los que no (M = 40,65, SD = 18,13), F = 7,52, Sig. = .006.

En el caso de la madre trabajadora, los resultados son significativos en el promedio de fallas a favor de la madre trabajadora, frente a las que no (N = 220, M = 2,94, DT = 3,15) frente a que la madre no trabaja (N = 97, M = 2,05, DT = 2,99). Respecto a la suma de puntuaciones en las materias, las diferencias no son estadísticamente significativas.

El patrón obtenido cuando el padre trabaja o no trabaja es similar pero también significativo en la suma de puntajes. En el caso de trabajar (N = 211, M = 2,26, DT = 2,81), el número de suspensos en los alumnos es menor que si no trabaja (N = 106, M = 3,48, DT = 3,16), F = 12.19, sig. = 0,00, siendo suma de puntuaciones M = 54,92, SD = 18,52, en el caso de trabajar, frente a una M = 44,99, SD = 17,12, en el caso de no trabajar, con F = 21,31, y Sig. =.00. La media de suspensos en función del número de hermanos (cuatro tramos 1, 2, 3-5 y 6-9) muestra una tendencia creciente de suspensos a partir del 2º hermano, pero se vuelve significativa, excepto entre los grupos 2 y 3-5 hermanos . Un hermano (N = 55, M = 2,62, SD = 2,92), dos hermanos (N = 160, M = 2,33, SD = 2,97), de tres a cinco hermanos (N = 94, M = 3,22, SD = 3,03) y seis a noveno hermanos (N = 8, M = 3,38, SD = 2,61). Las correlaciones bivariadas entre el número de reprobados y la variable número de hermanos es r = .09 (df = 315, p=.11) y el tamaño de la familia r = -.013, df = 315, Sig. de 2 colas. = .82. Si se utiliza la variable dependiente suma de puntajes con el número de hermanos, r = -.12, Sig. = .03, df = 315, y el tamaño de la familia r = -.02 Sig. =.72 y gl = 315. Discretizando la variable número de hermanos en 4 tramos, los resultados son muy similares.

Por otra parte, la media de suspensos en la 3ª evaluación en función del lugar ordinal del alumno entre hermanos o hermanas (4 tramos: Primero, N = 144, M = 2,67, DT = 2,95; 2º N = 129, M = 2,51, DT = 3.02; 3° N = 34, M=3.06, SD = 2.97; y 4 o posterior N = 10, M = 3.40, SD = 3.44)) se incrementa desde el tercero pero no es significativo en ANOVA, cuya F = 0.510, Sig. =.68, y con una prueba estadística de homogeneidad de varianza Levene = .28, Sig. = .84 y Prueba de robustez de igualdad de medias Welch = .45, Sig. = .72, por lo que podemos decir que no hay diferencia entre las medias del número promedio de suspensos de cualquier hermano ordinal dependiendo del lugar que ocupe el estudiante en la familia.

Si bien el número de publicaciones es bastante extenso al respecto (Arranz, 1989; Rodrigo & Palacios, 1998), pero un tanto contradictorio e inconcluso, lo mismo podría decirse respecto al lugar ordinal del hijo o la hija en la familia (Cusinato, 1992). ; Sánchez, 1983), por lo que es necesaria una mayor investigación, donde los estudios se realicen teniendo en cuenta variables no controladas en este estudio como el espaciamiento corto o medio en el tiempo de nacimiento respecto a sus hermanos, sexo repetido o no en el grupo de hermanos. y si hay hermanos o hermanas muy importantes que ya se han emancipado, variable porque puede enmascarar algunos resultados porque puedes tener muchos hermanos o hermanas pero ya no vivir en el núcleo familiar, lo que cambiaría la constelación de los mismos. Lo importante en definitiva es que cada hermano o hermana encuentre su propio rol en la familia, por ejemplo su espacio de autoidentificación, para no tener que mirar hacia fuera, y desarrolle procedimientos más ingeniosos e intuitivos para encontrar el reconocimiento dentro de la familia. El tema de la rivalidad fraterna, los celos y la envidia, en algunos casos, sigue siendo un tema candente dentro de las configuraciones familiares actuales.

D. CONCLUSION

Los hallazgos de este estudio sobre las variables que inciden en el rendimiento y el éxito versus el fracaso escolar en la etapa de Educación Secundaria Obligatoria (12-16 o 18 años) en España son bastante claros y evidentes. En este sentido, se podría argumentar que los estudiantes, en esta etapa, tendrían en general, mayor probabilidad de éxito académico, traducido en menor número de suspensos o mayor suma de puntajes obtenidos en las materias académicas, si se dieran las siguientes circunstancias. Esta investigación analizó variables consideradas periféricas en otros estudios relacionadas con aspectos más personales incrustados en situaciones sociales, familiares y contextuales que aportan, a través del instrumento de medida estudiado, un porcentaje moderado de varianza explicada del rendimiento académico. Sería interesante, aumentar la validez del modelo en trabajos futuros incluyendo la variable inteligencia general y otras, a partir del trabajo realizado por Gaviria (2005), Castro & Gaviria (2009), Martín et al., (2008), en el que se considera fundamental la inclusión de otras variables, así como las recomendaciones de Enkvist sobre la buena y mala educación (Enkvist, 2011) en las escuelas. Esto, quizás, proporcione una visión más amplia y una explicación precisa del rendimiento académico en estudiantes de Educación Secundaria Obligatoria.

REFERENCES

1. Álvaro, M., Bueno, M. J., Calleja, J. A. Cerdán, J., Echevarría, M. J., García, C., Gaviria, J. L., Gómez, C., Jiménez, S., López, B., Martín-Javato , M., Mínguez, A. L., Sánchez, A., & Trillo, C. (1990). Hacia un modelo causal del rendimiento académico. Madrid: Centro de Publicaciones del Ministerio de Educación y Ciencia. CIDE.
2. Andrés, A. (1996). Manual de Psicología Diferencial. Madrid: McGraw-Hill.

3. Arranz, E. (1989). Psicología de las relaciones fraternas. Barcelona: Herder.
4. Broc, M. Á. (2000). Autoconcepto, autoestima y rendimiento académico en alumnos de 4º de ESO. Implicaciones psicopedagógicas en la orientación y tutoría. Revista de Investigación Educativa, 18(1), 119-146.
5. Broc, M. Á. (2006). Motivación y rendimiento académico en alumnos de Educación Secundaria Obligatoria y Bachillerato LOGSE. Revista de Educación, 340, Mayo-Agosto 2006, 379-414.
6. Broc, M. Á. (2011). Voluntad para estudiar, regulación del esfuerzo, gestión eficaz del tiempo y rendimiento académico en alumnos universitarios. Revista de Investigación Educativa, 29(1), 171-185.
7. Broc, M. Á. (2012). Volición, Autorregulación y Aprendizaje. Implicaciones en el rendimiento academico y en la practica educativa. Editorial Académica Española. Saarbrücken: Alemania: LAP LAMBERT Academic Publishing GmbH & Co. KG.
8. Broc, M. Á. (2014). Perfil de autopercepción para niños de Harter: una adaptación y validación para la versión en español. Informes psicológicos, 115(2), 444-466. doi:10.2466/08.07.PR0.115c22z5
9. Broc, M. Á. (2015). Estudio longitudinal del éxito y fracaso académico en alumnos de educación secundaria obligatoria y bachillerato a través del Inventario de Adolescentes de Millon (MACI). Psicología, 6, 1427-1437. doi:http://dx.doi.org/10.4236/psych.2015.612139
10. Broc, M. Á. (2017). Relaciones entre la autopercepción motivacional, el afecto y el rendimiento académico en estudiantes de secundaria y preparatoria. En Jacob A. Sorensen y Nikolaj S. Schultz (Eds). Autopercepción. Avances en investigación y desafíos clínicos. (págs. 127-171). Nueva York: Nova Science Publishers, Inc. ISBN: 978-1-53612-691-4.
11. Bronfenbrenner, U. (1979). La ecología del desarrollo humano. Cambridge, Mass: Harvard University Press [Traducción castellana; La ecología del desarrollo humano. Barcelona, Paidós, 1987].
12. Bruner (1990). Actos de Sentido. Cambridge, MA: Prensa de la Universidad de Harvard. [Traducción castellana: Actos del significado. Madrid: Alianza Editorial, 1991].
13. Castro, M. y Gaviria, J. L. (2009). La evaluación educativa desde la perspectiva del valor añadido. Estudios sobre educación, 16, 147-166.
14. Cohen, R. y Siegel, A. W. (1991). Un contexto por contexto: Hacia un análisis del contexto y el desarrollo. En R. Cohen & A. W. Siegel (Eds.) Contextos y desarrollo. Hillsdale, Nueva Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
15. Cole, M. (1992). Contexto, modularidad y constitución cultural del desarrollo. En L. Winegar & J. Valsiner (Eds.), El desarrollo infantil en el contexto social. Hillsdale N. Y.: Lawrence Erlbaum Associates.
16. Cole, M. (1999). psicología cultural. Madrid: Morata. [Cole, M. (Sexta edición 2003). Psicología cultural: una disciplina del pasado y del futuro. Prensa de la Universidad de Harvard.
17. Cusinato, M. (1992). Psicología de las relaciones familiares. Barcelona: Herder.

18. Enkvist, I. (2011). La buena y la mala educación. Madrid: Ediciones Encuentro, S. A.
19. Fontes de Gracia, S., García, C., Garriga, A. J., Pérez-Llantada, M. C., & Sarriá, E. (2001). Diseños de Investigación en Psicología. Madrid. UNED.
20. Gaviria, J. L. (2005). Modelos jerárquicos lineales. Madrid: La Muralla. Harter, S. (2012). La construcción del yo. Fundamentos del Desarrollo y Socioculturales. (Segunda edicion). Nueva York Londres: The Guilford Press. http://www.guilford.com
21. Hooper, D., Coughlan, J., y Mullen, M. (2008). Modelado de ecuaciones estructurales: pautas para determinar el ajuste del modelo. Electronic Journal of Business Research Methods, 6(1), 53-60.
22. Lacasa, P. (1994). Aprender en la escuela, aprender en la calle. Madrid: Visera.
23. León, O. G., y Montero, I. (1998). Diseño de investigaciones. Introducción a la lógica de la investigación en Psicología y Educación. Madrid: McGraw-Hill.
24. Martín, E., Martínez-Arias, R., Marchesi, A., Pérez, E. (2008). Variables que Predicen el Rendimiento Académico en el Sistema de Educación Secundaria Obligatoria Español: Un Análisis Longitudinal Multinivel. Revista Española de Psicología, 11(2), 400-413.
25. Rodrigo, M. J., y Palacios, J. (Coords). (1998). Familia y Desarrollo Humano. Madrid: Editorial Alianza