

TIPO DE FAMILIA Y RENDIMIENTO EDUCATIVO DE LOS HIJOS EN ESPAÑA



Daniel Santín González

Gabriela Sicilia Suárez

Asociación Acción Familiar

Cátedra de Políticas de Familia UCM-AFA

© **Documentos de Trabajo –Acción Familiar**

Glorieta de Quevedo, 7 – 6º Dcha.
28015 Madrid (España)

ISSN: 1989-2527

Reservados todos los derechos.

Queda prohibido, salvo excepción prevista en la Ley, cualquier forma de reproducción, distribución, comunicación pública y transformación de esta obra sin el permiso previo por escrito de la Asociación Acción Familiar. La infracción de los derechos mencionados puede ser constitutiva de delito contra la propiedad intelectual (arts. 270 y ss. Del Código Penal). El Centro Español de Derechos Reprográficos vela por el respeto de los citados derechos.

CONTENIDO

RESUMEN EJECUTIVO	3
1. INTRODUCCIÓN.....	4
1.1. Evolución de la forma de organización familiar en España	4
1.2. Estructura familiar y rendimiento académico: ¿Qué sabemos?.....	6
2. METODOLOGÍA.....	8
2.1. Inferencia causal y sesgo de selección.....	9
2.2. Evaluación de impacto.....	10
2.3. Propensity Score Matching	12
3. DATOS Y VARIABLES	14
3.1. Tipo de familia	14
3.2. Encuestas Generales de Diagnóstico	15
3.3. Resultados académicos.....	16
3.4. Covariables.....	17
3.5. Actitudes parentales	20
4. RESULTADOS	23
4.1. Cálculo del Propensity Score.....	23
4.2. Balancing property.....	25
4.3. Efecto de Tratamiento Promedio (ETP) del grupo tratado.....	27
4.4. Impacto según titularidad del centro	29
4.5. Actitudes parentales y resultados académicos	32
5. CONCLUSIONES.....	36
REFERENCIAS	38

RESUMEN EJECUTIVO

En las últimas décadas se han producido en España una serie de fenómenos socio-demográficos que han provocado un cambio en la forma de organización familiar, donde cada vez toman más relevancia formas menos estructuradas distintas a las familias nucleares tradicionales. Dada la importancia que tiene la educación de los niños y jóvenes, cabe preguntarse cuál es el efecto que las transformaciones de las estructuras familiares tienen sobre el rendimiento académico de las generaciones futuras. Este es el objetivo del presente estudio. Para ello estimaremos el efecto que sobre la tasa de repetición y el resultado en matemáticas tiene vivir en una familia no nuclear comparado con una familia nuclear, en niños españoles de 4º curso de primaria y jóvenes de 2º curso de la ESO. Dado que en estos contextos es muy frecuente encontrar problemas de selección, esto es, el tipo de familia depende de ciertas variables observables que también pueden afectar a los resultados escolares, el análisis se lleva a cabo aplicando la metodología de Propensity Score Matching. Asimismo, se indaga acerca de los posibles canales que pueden explicar las diferencias en resultados entre tipos de familia tales como las prácticas parentales, el interés y compromiso de los padres o la relación de éstos con sus hijos. **Los resultados muestran que vivir en una familia no nuclear afecta significativamente y de forma negativa el rendimiento académico de los alumnos, con efectos aún más pronunciados sobre la tasa de repetición que sobre el resultado en las pruebas de matemáticas y con diferencias más significativas en los alumnos de mayor edad. A su vez, se observa que los alumnos en familias no nucleares perciben que sus padres tienen menor compromiso e interés en su vida académica, les dedican menos tiempo y tienen una peor relación padre-hijo; lo cual explica, si bien débilmente, parte de las diferencias encontradas entre ambos tipos de familia.**

1. INTRODUCCIÓN

La educación constituye uno de los pilares fundamentales del Estado del Bienestar característico de las sociedades occidentales avanzadas. Varios factores hacen imprescindible evaluar desde distintas perspectivas nuestro actual sistema educativo. En primer lugar, la educación es la segunda partida en importancia, tras el gasto en sanidad, en gasto corriente de los presupuestos de las Administraciones Públicas. En segundo lugar vivimos años de crisis económica que imponen una racionalización del gasto público. Es por ello que la sociedad debe buscar cualquier medida de racionalización de los programas educativos que mejoren la eficiencia, la equidad y la calidad y excelencia de nuestro sistema educativo. En tercer lugar en España se vienen produciendo continuos cambios de la Ley Educativa cada vez que hay un cambio de gobierno con el consiguiente malestar social que produce la falta de consenso en uno de los aspectos clave para el desarrollo futuro. Es por ello que cualquier análisis y resultado científico que pueda aunar puntos de vista para una futura Ley Educativa de consenso resulta pertinente. Finalmente, España viene ocupando las peores posiciones en Europa en resultados educativos en pruebas objetivas, fracaso escolar, abandono educativo y tasas de paro juvenil. Ante este panorama resulta imprescindible evaluar permanentemente el sistema educativo y preguntarnos qué podemos cambiar para mejorar el rendimiento actual de los alumnos españoles.

En este sentido, una de las principales preocupaciones y ocupaciones de los padres y madres actuales es la educación de sus hijos. Ello es debido a que el número de años de educación de calidad que reciban los niños de hoy condicionará su acceso al mercado laboral, su remuneración e incluso su satisfacción con el trabajo realizado, variables todas ellas correlacionadas no sólo con su bienestar futuro sino con el del conjunto de la sociedad. En este sentido la Economía de la Educación ha mostrado en los últimos cincuenta años que la familia es una variable clave para explicar la educación de cualquier niño o joven, y por tanto todo cambio que afecte a la familia afectará el rendimiento académico de los hijos.

1.1. Evolución de la forma de organización familiar en España

En las últimas décadas se ha observado en los países europeos una transformación en las formas de organización familiar, como consecuencia de un importante aumento de rupturas conyugales y de nacimientos extramatrimoniales. Si

bien España siempre ha sido uno de los países con estructuras familiares más tradicionales y aún ocupa esta posición, se observa un importante cambio en los últimos años. En la Tabla I se presenta la evolución del número de matrimonios, divorcios, nulidades y separaciones en España desde el año 2000 al año 2011.

Tabla I. Evolución del número de matrimonios, nulidades, separaciones y divorcios en España.

Año	Matrimonios (1)	Nulidades (2)	Separaciones (3)	Divorcios (4)	TOTAL (2+3+4)
2000	5,34	0,003	1,52	0,93	2,46
2001	5,06	0,004	1,61	0,95	2,57
2002	5,06	0,004	1,76	0,99	2,76
2003	4,97	0,005	1,79	1,06	2,86
2004	5,00	0,005	1,89	1,18	3,07
2005	4,72	0,004	1,45	1,65	3,11
2006	4,55	0,004	0,42	2,84	3,26
2007	4,46	0,003	0,26	2,78	3,04
2008	4,20	0,003	0,19	2,38	2,58
2009	3,72	0,003	0,16	2,10	2,27
2010	3,56	0,003	0,15	2,19	2,35
2011	3,39	0,003	0,15	2,20	2,34

(1)-(2)-(3)-(4): Número de actos cada mil habitantes
Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

De la Tabla I se desprende que en la última década los matrimonios se han reducido en una tercera parte; mientras que el total de rupturas conyugales se han mantenido prácticamente invariantes en el mismo período analizado. Por tanto, cada vez es menor la formación de nuevos matrimonios y mayor la proporción de matrimonios disueltos.

En este contexto es relevante destacar también la importancia que ha cobrado en las últimas décadas una nueva forma de organización familiar: las uniones de hecho. Si bien en España la proporción de las mismas hasta el momento es menor que en otros países europeos, cada vez más parejas españolas optan por la convivencia sin el matrimonio. Según el censo de Población y Vivienda del año 2001, el incremento en el número de uniones de hecho entre 1991 y 2001 fue de un 50%; llegando a representar en el año 2001 el 6% del total de parejas españolas. Según datos de la Comisión Europea¹, en el año 2008 esta cifra asciende al 13% del total de parejas. Las uniones de hecho se registran sobre todo en edades más jóvenes (20 a 24 años), pero

¹ Eurobarómetro especial 311, *European Commission*, 2009.

poco a poco han ido tomando relevancia en edades más avanzadas cuando la pareja decide tener hijos y formar una familia. Como consecuencia, se observa en la última década un fuerte incremento en la proporción de niños españoles que nacen fuera del matrimonio, pasando del 16,6% en el año 2000 a 32,5% en el 2009². Si a su vez tenemos en cuenta que las parejas informales asumen un menor compromiso, son menos estables y son más propensas a la separación que las que contraen matrimonio (Amato, 2010); no sorprende encontrar cada año una mayor proporción de familias monoparentales. En el año 2012 se registraron 548.600 hogares monoparentales (3.2% del total de hogares en España), lo cual corresponde a un incremento del 78% en la última década (INE). El aumento del número de hogares en este mismo período fue de aproximadamente 20%, lo cual evidencia el fuerte incremento en el peso que este tipo de familia representa en el total de la población.

1.2. Estructura familiar y rendimiento académico: ¿Qué sabemos?

Existen numerosos estudios que analizan el efecto que las transformaciones en las estructuras familiares pueden tener sobre el bienestar de los hijos; y en particular, sobre su rendimiento académico (Astone y McLanahan, 1991; Frisco et.al., 2007; Francesconi et. al. (2010); Garasky and Stewart, 2007; Pollak y Ginther, 2003)³. Si bien la mayoría de los estudios concluyen que los hijos que habitan con uno sólo de sus padres tienen peor desempeño que sus pares que habitan con ambos padres biológicos, no existe consenso acerca de la magnitud de este efecto ni acerca de cuál es la verdadera relación causal de dichos efectos. Algunos autores sostienen que la estructura familiar en sí misma es la causa de menor rendimiento (Frisco *et al.* (2007); Francesconi *et al.* (2010); Cid y Stokes (2012)).

Por el contrario, otros autores evidencian que dicha relación responde a la existencia de otros factores simultáneamente correlacionados con la estructura familiar y los resultados académicos. Si la estructura familiar guarda relación con otras características familiares (no se distribuye de forma aleatoria entre todos los individuos), es necesario tener en cuenta estas características para realizar una comparación homogénea y poder captar el verdadero efecto causal del tipo de familia hacia el rendimiento académico. Para ello el análisis debe incorporar una variable de

² Quizás, parte de este incremento está asociado a la fuerte ola inmigratoria que se produjo en España en la última década, en la cual muchos inmigrantes pudieron presentar patrones de unión más informales que el matrimonio.

³ Para una revisión detallada de trabajo que analizan el impacto de la estructura familiar en el bienestar de los hijos ver Amato (2000, 2010).

control que refleje el nivel socioeconómico del hogar para poder comparar familias no nucleares y nucleares descontando este efecto. Una vez tomadas en cuenta en el análisis las diferencias entre ambos tipos de familias algunos trabajos encuentran que el tipo de familia deja de ser una variable significativa (Ermisch y Francesconi (2001)) mientras que otros estudios siguen encontrando un efecto significativo positivo por pertenecer a una familia nuclear a pesar de controlar por otras variables familiares y escolares (Perelman y Santín, 2011).

Por otro lado, si existen factores que influyen en la estructura familiar y simultáneamente afectan a los resultados académicos de los hijos nos encontramos frente a un problema de endogeneidad. Por ejemplo, si las familias de menores recursos económicos mostraran una mayor propensión a ser familias no nucleares que aquellas con mayores recursos el análisis debe incorporar las variables de selección para poder comparar familias no nucleares y nucleares que presenten características de selección homogéneas.

Omitir estos factores a la hora de medir el impacto del tipo de familia sobre el rendimiento académico puede conducir a conclusiones de causalidad erróneas. Por tanto, resulta evidente que si el objetivo es identificar de forma consistente e insesgada el efecto causal del tipo de familia sobre el rendimiento académico de los alumnos es necesario considerar la posible existencia de sesgo de selección, y por tanto implementar métodos que permitan aislar los efectos de otras variables que impacten en el rendimiento y en la estructura familiar.

En los últimos años, se ha desarrollado un gran volumen trabajos que identifican la relación causal de la estructura familiar en los resultados académicos de los hijos incorporando el problema de selección (tanto en variables observables como en no observables). Múltiples metodologías han sido aplicadas: modelos de efectos fijos (Case, Lin y McLanahan (2001); Ermisch y Francesconi (2001); Gennetian (2005)), modelos cuasi-experimentales (Biblarz y Gottainer (2000); Corak (2001)), modelos de regresión con datos longitudinales (Cherlin et al (1991)) o técnicas de evaluación de impacto como el método de Variables Instrumentales (VI) o de Propensity Score Matching (PSM) (Cid y Stokes (2012); Francesconi et.al. (2010); Frisco et.al. (2007)). En cuanto a estas últimas por ejemplo, Frisco *et. al.* (2007) comparan el impacto que tiene la separación de los padres en los resultados académicos de sus hijos estimado mediante la aplicación de PSM y un modelo de regresión longitudinal (comparando el cambio en el resultado académico cuando se produce la separación de los padres). Los autores concluyen que no existen diferencias sustanciales entre las especificaciones estimadas y que el rendimiento académico se reduce en el corto

plazo cuando existe separación de los padres. Por otra parte, Cid y Stokes (2012) analizan la relación entre la estructura familiar y el rendimiento académico de los hijos en Uruguay mediante la aplicación de VI y PSM para controlar por posibles problemas de selección. El estudio es realizado según género del alumno, donde se concluye que en el caso de las chicas no existe una relación significativa entre ambas variables (con ambas técnicas), mientras que en el caso de los chicos sí encuentran un vínculo negativo significativo entre la familia monoparental y logros académicos.

El objetivo del presente estudio es por tanto medir el impacto que el tipo de familia no nuclear y las prácticas parentales ejercen sobre el rendimiento académico de los alumnos españoles de 4º de Primaria y 2º de ESO teniendo en cuenta la posible existencia de un sesgo de selección en variables observables. Para ello, compararemos los resultados educativos de ambos tipos de familia utilizando el método de PSM. En segundo lugar, analizamos si existe empíricamente algún tipo de asociación entre las prácticas parentales (interés, compromiso e implicación de los padres) respecto al rendimiento académico de sus hijos una vez que se controla por otros factores que también afectan al tipo de familia y al rendimiento escolar. Las diferencias en el rendimiento académico se cuantifican para toda la muestra y por titularidad del centro educativo, ya que la elección del tipo de escuela y la intervención de la misma también afecta el rendimiento.

El trabajo se organiza como sigue; la siguiente sección presenta la metodología a emplear en el estudio. El tercer capítulo está destinado a la descripción de las bases de datos utilizadas, la definición de las variables seleccionadas y un breve análisis descriptivo de las mismas. El capítulo cuatro presenta los resultados. Por último, se destina in capítulo a las reflexiones que surgen del análisis y sus implicaciones.

2. METODOLOGÍA

La estimación del impacto del tipo de familia sobre el rendimiento escolar de los alumnos controlando por la existencia de sesgo de selección se lleva a cabo mediante la aplicación de Propensity Score Matching. El impacto se mide para toda la muestra y también según titularidad del centro educativo. Posteriormente, en una segunda etapa, se lleva a cabo un análisis estadístico de diversas variables relacionadas a las prácticas parentales y a la relación padre-hijo (condicionadas por la estructura familiar), con el fin de identificar si las mismas están asociadas con el rendimiento académico de sus hijos.

2.1. Inferencia causal y sesgo de selección

¿Cómo afecta el hecho de pertenecer a una familia no nuclear en el rendimiento académico de los alumnos? Para contestar a esta pregunta utilizaremos la metodología de inferencia causal, donde el objetivo consiste en identificar la causalidad que el tipo de familia tiene sobre los resultados educativos. Aunque el tipo de pregunta planteada es muy frecuente en las ciencias sociales, su respuesta no es ni mucho menos evidente debido a que generalmente existen otros factores que pueden estar afectando también tanto a los resultados que queremos comparar cómo a la pertenencia a uno u otro tipo de familia y por tanto podríamos identificar una falsa causalidad entre el tratamiento, el tipo de familia en el caso que nos ocupa, y los resultados. Ello se produce cuando analizamos variables procedentes de información censal o muestral que no proceden de mecanismos de asignación aleatoria del tratamiento. En estos casos, un modelo de regresión estimado por mínimos cuadrados ordinarios donde el tratamiento sea indicado mediante una variable dicotómica arrojaría unos resultados sesgados ya que en este modelo el término de error está correlacionado con esta variable explicativa.

$$Y_i = \alpha + \tau W_i + X_i' \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

En la ecuación 1 anterior ello implica que el tratamiento, W , estaría correlacionado con el término de error ε y en consecuencia el efecto del tratamiento τ para explicar el resultado Y estaría sesgado.

Si por ejemplo pensamos en si una reforma educativa (el tratamiento) afecta a la reducción del abandono escolar (el resultado) debemos pensar en muchos factores antes de concluir si existe causalidad entre ambos eventos. Por ejemplo podría suceder que la reforma educativa se aplique primero sobre los centros con más problemas y que al medir de nuevo los resultados estos centros sean los que peores resultados obtienen. En este caso se produce una causalidad inversa ya que el resultado inicial determinó la política educativa (Orme and Smith, 1996, Levacic and Vignoles, 2002).

Otro ejemplo de falsa causalidad se produce por la presencia de variables omitidas como la motivación o en casos donde el tratamiento no fue asignado de forma aleatoria. Por ejemplo, pensemos en medir el efecto de recibir clases extraescolares de inglés sobre el rendimiento de los alumnos en esta materia. Si la decisión de apuntar a los hijos en estas clases depende positivamente de otros factores como el nivel socioeconómico, la motivación de los padres y de cuánto éstos valoran el

aprendizaje del inglés de sus hijos ello implicaría que la selección de recibir el tratamiento no es aleatoria. Este es un ejemplo del problema de auto-selección. Al comparar los resultados académicos de los alumnos apuntados a clases extraescolares obtendrán mejores resultados que sus pares no apuntados, debido a que poseen mayor nivel socioeconómicos, sus padres están más motivados y valoran más su educación. Por tanto, si no se controla por el efecto de estas variables el investigador puede concluir que las clases extraescolares producen una mejora sustancial en los resultados académicos de los alumnos que asisten a ellas, lo cual sería una falsa causalidad ya que la estimación de su efecto estaría sesgada.

Por tanto, cuando los individuos (o al menos parte de ellos) pueden participar en la decisión de si recibirán o no un tratamiento, es necesario aislar estos efectos del análisis para obtener una medida correcta del efecto causal que deseamos identificar. En las últimas décadas se han desarrollado diversas técnicas de evaluación de impacto que permiten controlar por posibles problemas de selección en función del tipo de factores que determinen la auto-selección de los individuos (características observables o no observables) y de los datos disponibles para llevar a cabo el análisis (secciones cruzadas o datos de panel).

En este sentido, el primer paso a la hora de llevar a cabo la estimación de los efectos causales de un tratamiento es identificar cuáles son las posibles causas que llevaron a un individuo a recibir o no el tratamiento, y luego decidir la técnica de estimación más adecuada teniendo en cuenta las bases de datos disponibles. En el presente trabajo, llevaremos a cabo el análisis suponiendo que el hecho de ser una familia no nuclear está influenciado en su mayor parte por un conjunto de variables observables, y por tanto aplicaremos Propensity Score Matching (PSM) para estimar el efecto de la estructura monoparental en el rendimiento académico de los hijos. A continuación exponemos las principales características de la evaluación de impacto y del PSM.

2.2. Evaluación de impacto

La metodología de la evaluación de impacto permite identificar relaciones causales entre un tratamiento y un resultado y distinguirlas de meras correlaciones. La idea fundamental que está detrás de una evaluación de impacto es la posibilidad o no de comparar dos unidades idénticas cuando una de ellas se somete a la acción de un tratamiento. Cada unidad puede ser potencialmente expuesta o no al tratamiento. Por ejemplo podemos pensar que un niño puede nacer en el seno de una familia nuclear o

en otro tipo de familia. Sea D una variable que indica la causa (familia no nuclear) a la cual cada unidad u (niño en una familia) es expuesta:

$$D = \begin{cases} 1 & \text{si la unidad } u \text{ es expuesta a tratamiento} \\ 0 & \text{si la unidad } u \text{ es expuesta al control} \end{cases}$$

En un estudio controlado, D es establecido por el experimentador, mientras que en un estudio no experimental, D es determinado por factores que están más allá del control del experimentador.

Los valores que toma Y (rendimiento académico, repetición de curso) se ven (potencialmente) afectados por el tratamiento, “1” (familia no nuclear) o “0” (familia nuclear), a la que cada unidad es expuesta. Así, necesitamos dos variables de respuesta: $Y_t(u)$, $Y_c(u)$

- $Y_1(u)$ es el valor de la respuesta que sería observada si la unidad u fuera expuesta a tratamiento.
- $Y_0(u)$ es el valor que sería observado en la misma unidad u si ésta fuera expuesta a control.

Por lo tanto el resultado potencial de una unidad “ u ” de la población se puede escribir como:

$$Y(u) = DY_1(u) + (1 - D)Y_0(u) \quad (2)$$

donde $Y_1(u)$ es el resultado de la unidad u cuando es expuesta al tratamiento, mientras que $Y_0(u)$ es el resultado de la misma unidad cuando es expuesta al control. Así que, para una determinada unidad u , el efecto que tiene el tratamiento viene dado por:

$$\delta = Y_1(u) - Y_0(u) \quad (3)$$

El problema fundamental de la ecuación anterior es que resulta imposible observar simultáneamente el valor de $Y_1(u)$ e $Y_0(u)$ en la misma unidad u . En otras palabras, sólo podemos observar los resultados educativos del alumno que pertenece a un tipo de familia o a otra pero no del mismo alumno en los dos tipos de familia simultáneamente. Este problema puede solucionarse mediante lo que se denomina la estimación del resultado del “contrafactual”. Esto es, para cada individuo tratado (alumno de familia no nuclear) se busca un individuo no tratado (alumnos de familia nuclear) que posea las mismas características individuales y familiares salvo la

variable correspondiente al tipo de familia (el tratamiento). La idea, es saber cómo cambiaría el resultado medio de un individuo no tratado si esa misma persona recibiera el tratamiento.

Se define entonces el efecto promedio del tratamiento (ETP) en la población U de la siguiente manera:

$$ETP_U = E_U[Y_1(u) - Y_0(u)] = E_U(Y_1(u)) - E_U(Y_0(u)) = \bar{Y}_1 - \bar{Y}_0 = \bar{\delta}, \quad (4)$$

Para que este efecto no presente sesgos el grupo tratado y de control deben ser muy parecidos salvo por el tratamiento recibido (Winship y Morgan, 1999). La identificación del grupo contrafactual es el principal problema de la inferencia causal. Para ello existen distintas técnicas en función de cómo se asignó el tratamiento y de los datos disponibles en distintos momentos temporales. Por las características de los datos que serán utilizados en este trabajo nosotros utilizaremos la técnica de *propensity score matching*.

2.3. Propensity Score Matching

El PSM es una técnica para corregir, o al menos tratar de reducir, el sesgo en la estimación del efecto de un tratamiento no aleatorizado, en nuestro caso la pertenencia o no a una familia nuclear. La idea de la técnica consiste en que el sesgo de selección se reduce cuando únicamente comparamos los resultados del grupo tratado con individuos contrafactuales muy similares del grupo de control atendiendo a las variables observables que influyen en la pertenencia al grupo tratado⁴.

Para obtener el efecto del tratamiento mediante este método es necesario realizar dos etapas:

1ª Etapa: Se estima la probabilidad (el *propensity score*) de recibir el tratamiento, en nuestro caso de pertenecer a una familia no nuclear. Para ello se estima la ecuación de selección mediante un modelo de regresión tipo logit que explica la probabilidad de pertenecer a un determinado tipo de familia, no nuclear, nuclear, a partir de ciertas variables Z. La ecuación de la selección de escuela se puede escribir como:

$$p(F_i) = \frac{\exp^{Z_i \cdot \gamma}}{1 + \exp^{Z_i \cdot \gamma}} + \xi \quad (5)$$

⁴ Para una discusión de la técnica puede acudir a Rosenbaum and Rubin (1983) y a Heckman and Navarro-Lozano (2004).

donde F_i toma valor uno si el individuo pertenece a una familia no nuclear y cero si pertenece a una familia nuclear, $p(F_i)$ es la probabilidad estimada de pertenecer a una familia no nuclear para el individuo i condicionada al vector Z_i , Z_i es un conjunto de características observables que determinan la pertenencia a uno y otro tipo de familia, γ es un vector de parámetros que deben ser estimados y ξ es el término de error.

2ª Etapa: las probabilidades estimadas para cada individuo se utilizan para emparejar (*matching*) individuos tratados en familias no nucleares con individuos contrafactuales que presentando una $p(F_i)$ similar pertenecen a una familia nuclear. De esta forma asumimos que para un valor determinado de $p(F_i)$, la asignación al tratamiento es aleatoria, por eso, en promedio, los tratamientos y los controles son idénticos usando las observaciones emparejadas. Para realizar el emparejamiento en la parte empírica de este trabajo utilizaremos tres métodos con el fin de comparar los resultados y obtener conclusiones más robustas respecto al impacto que tiene pertenecer a una familia no nuclear sobre los resultados académicos de los hijos. Los métodos aplicados son⁵: el emparejamiento uno a uno sin reemplazo; el vecino más cercano utilizando las cinco unidades más parecidas y por último; el emparejamiento basado en la distribución kernel donde se consideran todos los elementos del grupo de control que pertenecen al soporte común⁶.

Finalmente, el impacto medio en resultados educativos por tipo de familia se calcula para las dos muestras emparejadas utilizando el efecto medio del tratamiento sobre los tratados (ATT)⁷, como la diferencia entre los resultado de los alumnos pertenecientes a familias nucleares y no nucleares una vez hemos controlado por las variables que afectan a la probabilidad de pertenecer a uno u otro tipo de familia. El resultado sería.

$$\tau_{ATT} = E[Y_i(1)|F_i = 1, p(F_i)] - E[Y_i(0)|F_i = 0, p(F_i)] \quad (6)$$

donde $E[Y_i(1)|F_i = 1, p(F_i)]$ y $E[Y_i(0)|F_i = 0, p(F_i)]$ representa los resultados educativos medios en los alumnos de familias no nucleares y nucleares respectivamente. Un supuesto relevante de la técnica de PSM es que la posible

⁵ Existen diferentes alternativas para emparejar las muestras aunque el análisis de las mismas excede los objetivos de este trabajo. Para una discusión sobre este tema puede acudir a Heckman et al. (1997).

⁶ Mediante esta técnica podemos encontrar observaciones de casos no tratados que queden sin emparejar, los cuales serán descartados para la comparación. Este descarte es crucial porque al restringir muestras asegura un soporte común, esto es, centramos el análisis en aquellos valores de $p(F_i)$ que son comunes en ambas distribuciones lo que evitar que los resultados puedan quedar sesgados.

⁷ Utilizamos las siglas del inglés para: *the average treatment effect on the treated* (ATT).

existencia de variables no observables que afecten al tipo de familia y a los resultados escolares de los hijos deberían de tener la misma distribución en ambos grupos (Imbens, 2004).

3. DATOS Y VARIABLES

3.1. Tipo de familia

Existe una amplia variedad de clasificaciones de tipos familiares en función de diversas dimensiones. Desde la perspectiva de los hijos, una de las clasificaciones más simples es aquella basada únicamente en la convivencia con sus padres biológicos o de adopción, sin importar si viven o no otras personas en el hogar. Dada la disponibilidad de información y el objetivo de nuestro análisis, esta es la definición que adoptaremos en el presente estudio. Por tanto, se definen dos tipos de familias:

- Familia **Nuclear**: el alumno convive simultáneamente con sus padres biológicos o de adopción.
- Familia **No nuclear**: el alumno no convive simultáneamente con sus dos padres biológicos o de adopción.

Es relevante tener en cuenta ciertas limitaciones que presenta esta clasificación y que están asociadas a la información disponible para llevar a cabo el presente estudio. En primer lugar, dada la información disponible en la muestra no fue posible discriminar entre aquellas familias reconstituidas (el padre/madre biológico/a con el que vive el alumno posee nueva pareja y convive con él/ella), de aquellas monoparentales puras (donde el padre/madre biológico/a no posee pareja que conviva con él/ella) o de otras situaciones familiares donde el alumno no convive con ninguno de sus dos padres biológicos o de adopción. Sería por tanto una línea futura de investigación interesante disponer de dicha información y llevar a cabo el análisis discriminando entre distintos tipos de familias no nucleares y comparar los resultados.

En segundo lugar, la información disponible en las encuestas tampoco permite distinguir entre aquellas familias no nucleares causadas por padres divorciados o separados de aquellas en las que nunca existió la figura paternal. El estrés, la tensión y las relaciones paternas entre estos tipos de hogares no son iguales (Amato 2010), y por tanto sería también interesante poder en un futuro analizar el efecto sobre el rendimiento escolar discriminando entre ambos tipos de familias monoparentales. Una tercera limitación de la información disponible radica en que no es posible saber desde

cuándo el alumno vive en una familia no nuclear. Sólo se dispone de información de la composición familiar no nuclear al momento de realizar la prueba pero no sabemos desde cuándo se originó esa situación. Por último, no se distingue si la familia no nuclear está compuesta por el padre o la madre del alumno. En este caso sí se dispone de la información en las encuestas, pero la proporción de hogares no nucleares paternos es notablemente inferior (13%) y por tanto, se han considerado junto con los maternos.

3.2. Encuestas Generales de Diagnóstico

La medición del impacto que la estructura familiar puede tener sobre los resultados académicos se lleva a cabo con información proveniente de las bases de datos de las dos últimas ediciones de las Encuestas Generales de Diagnóstico (EGD) publicadas por el Instituto Nacional de Evaluación Educativa (INEE) del Ministerio de Educación, Cultura y Deporte de España. En concreto, se consideran la encuesta llevada a cabo en el año 2009 aplicada a alumnos de 4º curso de Educación Primaria; y la EGD realizada en el año 2010 a los alumnos de 2º curso de la Educación Secundaria Obligatoria (ESO). El impacto de la estructura familiar sobre los resultados académicos puede diferir según la edad del hijo (Garasky (1995); Muller y Schiller (2000)), y por este motivo resulta adecuado disponer de dos conjuntos de datos de diferentes momentos del ciclo de vida del alumno para comparar los resultados.

A partir de las poblaciones del alumnado de cuarto curso de Primaria y de segundo curso de la ESO se extrajeron las muestras para la EGD-2009 y EGD-2010 respectivamente. El método de muestreo utilizado es bietápico estratificado y por conglomerados, donde las Comunidades Autónomas y la titularidad de los centros definen los estratos y los centros educativos conforman los conglomerados⁸. En la EDG-2009 se encuestaron a 28.708 alumnos de 887 centros educativos, mientras que para la EGD-2010 el tamaño logrado fue de 29.154 estudiantes distribuidos en 870 centros educativos. A partir de los microdatos disponibles se descartaron aquellos casos donde no existía información acerca de la estructura familiar del alumno, los cuales representan un 5,1% y 6,6% del total de observaciones de la EGD-2009 y EGD-2010 respectivamente. Por tanto, se consideran en el análisis 27.237 estudiantes en la EGD-2009 y 27.217 alumnos en la EGD-2010 distribuidos a lo largo de todo el territorio español.

⁸ Para una descripción detallada del proceso muestral véase los Informes de Resultado de la EGD-2009 y EGD-2010. INEE, Ministerio de Educación.

En la Tabla II se presenta la distribución del tipo de familia para ambas muestras. Como puede observarse, a mayor edad del alumno mayor porcentaje de familias no nucleares. En el caso de los alumnos que se encuentran en 2º año de la ESO esta proporción es un 25% mayor que para los alumnos que se encuentran en 4º año de primaria.

Tabla II. Distribución del tipo de familia. EGD-2009 y EGD-2010.

	EGD-2009 (4º Primaria)		EGD-2010 (2º ESO)	
	N	%	N	%
Nuclear	23.954	87,9	23.096	84,9
No nuclear	3.283	12,1	4.121	15,1
Total	27.237	100,0	27.217	100,0

Fuente: elaboración propia en base a los microdatos de las EGD-2009 y EGD-2010 del Ministerio de Educación.

Ambas evaluaciones están enfocadas a medir los conocimientos, destrezas y actitudes adquiridas por los estudiantes en cuanto a cuatro áreas del conocimiento (competencias básicas): lingüística, matemática, social y ciudadana y conocimiento y la interacción con el mundo físico. De forma similar a otros estudios internacionales (PISA, TIMSS, PIRLS), complementariamente a las pruebas se proveen cuestionarios a los alumnos y sus familias, a los directores de los centros y al profesorado, que proporcionan información adicional sobre factores contextuales, de recursos y procesos organizativos y de aprendizaje dentro del aula. Este amplio volumen de información permite analizar los rendimientos académicos según diversos factores y circunstancias. A continuación se detallan las variables seleccionadas para nuestro análisis y una breve descripción estadística de las mismas.

3.3. Resultados académicos

Adicionalmente al resultado en las pruebas en las cuatro competencias comentadas anteriormente, ambas bases de datos ofrecen información acerca de la repetición de cursos en años previos. Con el fin de abarcar ambas dimensiones en nuestro análisis hemos seleccionado dos variables sobre las que mediremos el impacto que tiene la estructura familiar no nuclear:

- **Resultado en matemáticas:** evalúa la habilidad para utilizar y relacionar números, sus operaciones básicas, los símbolos y las formas de expresión y

razonamiento matemático, tanto para producir e interpretar distintos tipos de información, como para ampliar el conocimiento sobre aspectos cuantitativos y espaciales de la realidad, y para resolver problemas relacionados con la vida cotidiana y con el mundo laboral (INEE, 2010, 2011).

- **Repetidor:** variable dicotómica que toma valor uno si el alumno ha repetido al menos un curso escolar en el momento de la prueba y cero si está en el curso idóneo o correcto para su edad.

En la Tabla III se presentan los principales estadísticos descriptivos para ambas variables de la muestra en su conjunto y según estructura familia. Del análisis de la misma se desprende que sin controlar por otros factores, los alumnos provenientes de familias no nucleares presentan un menor rendimiento académico que sus pares de familias nucleares⁹. En particular, el efecto más pronunciado se visualiza en la tasa de repetición, la cual es considerablemente mayor en la submuestra de alumnos en familias monoparentales (53% y 64% mayor que en familias nucleares para alumnos de 4º curso de primaria y de 2º de la ESO respectivamente).

Tabla III. Estadísticos descriptivos de los resultados académicos EGD-2009 y EGD-2010.

Tipo de familia	EGD-2009				EGD-2010			
	Media	Desv. Est.	Min	Máx	Media	Desv. Est.	Min	Máx
Resultado matemáticas								
Total	503,6	91,26	164	838	504,4	88,38	142	841
Nuclear	506,1	91,38	164	838	506,8	88,73	197	841
No nuclear	489,9	88,06	216	786	490,7	85,10	142	798
Repetición de curso								
Total	0,098	0,297	0	1	0,276	0,447	0	1
Nuclear	0,092	0,289	0	1	0,252	0,434	0	1
No nuclear	0,140	0,347	0	1	0,412	0,492	0	1

Fuente: elaboración propia en base a la EGD-2009 y EGD-2010.

3.4. Covariables

Como ha sido expuesto en la sección metodológica, las covariables Z seleccionadas para llevar a cabo la primera etapa del PSM y estimar la ecuación 5 deben ser tales que afecten a la probabilidad de ser un hogar no nuclear y que

⁹ Se realizó un test de medias para ambas variables y en ambos casos se rechaza la igualdad de medias según tipo de familia al 95% de confianza.

permitan mitigar el problema de selección. En función de de la revisión de la literatura disponible sobre qué variables afectan a la estructura familiar y de la disponibilidad de información en las bases de datos descritas anteriormente se seleccionaron las siguientes variables:

- **Inmigr:** variable dicotómica que toma valor uno si el alumno es inmigrante y cero en otro caso. (Amato 2010; Sweeney y Phillips (2004); Bramlett y Mosher (2002)).
- **SitLab:** variable dicotómica que toma valor uno si la madre trabaja fuera de casa por cuenta propia o ajena y cero en caso contrario (es jubilada, se encuentra en paro, trabaja desde casa o se dedica sólo a las tareas del hogar). Rogers (2004); Sayer y Bianchi (2000); Schoen, Amato y Rogers (2006); Frisco y Williams (2003); Kalmijn y Poortman (2006); Shoen, Astone, Rothert, Standish y Kim (2002).
- **NE_madre:** variable categórica que refiere al máximo nivel educativo alcanzado por la madre. La misma se redefine en forma de variables dicotómicas para cada una de las categorías: “No terminó ESO”, “ESO terminada”, “Bachillerato”, “FP media o superior”, “Universitario medio” y “Universitario superior” en la EGD-2009; mientras que en la EGD-2010 se definen las siguientes categorías “No terminó ESO”, “ESO terminada”, “Bachillerato o FP media”, “Universitario medio o FP superior” y “Universitario superior”. (Amato, 2010; Bramlett y Mosher, 2002; De Graaf y Kalmijn (2006); McLanahan, 2004).
- **ISEC:** índice de estatus social, económico y cultural calculado teniendo en cuenta cuatro componentes: nivel más alto de estudios de los padres, profesión más alta de los padres, número de libros en el hogar y el nivel de recursos domésticos¹⁰. El índice resultante es una variable continua y se ha expresado como un valor tipificado con media cero y desviación típica 1 a nivel nacional (De Graaf y Kalmijn (2006)).

La Tabla IV presenta los principales estadísticos descriptivos de estas variables según tipo de familia. De la misma se desprende que las familias no nucleares presentan menor nivel socioeconómico, nivel educativo de ambos padres, proporción de madres trabajadoras y proporción de madres europeas. Por el contrario, presentan mayor proporción de inmigrantes, de madres nacidas en grandes ciudades y de madres latinoamericanas. Este último fenómeno se observa sobre todo en los alumnos

¹⁰ Para mayor detalle ver “Evaluación general de diagnóstico 2009. Educación Primaria. Cuarto curso. Informe de resultados” (2010). Instituto de Evaluación, Ministerio de Educación.

de cuarto grado de primaria, consecuente con la última oleada inmigratoria que vivió España en la última década.

Tabla IV. Valores medios de covariables según tipo de familia. EGD-2009 y EGD-2010.

Variables	EGD-2009		EGD-2010	
	Nuclear	No nuclear	Nuclear	No nuclear
<i>Inmigr</i>	0,088 (0,283)	0,151 (0,358)	0,096 (0,294)	0,191 (0,392)
<i>SitLab</i>	0,454 (0,497)	0,429 (0,495)	0,409 (0,491)	0,355 (0,478)
<i>NE_no_ESO</i>	0,203 (0,402)	0,256 (0,436)	0,092 (0,288)	0,120 (0,324)
<i>NE_ESO</i>	0,235 (0,424)	0,225 (0,417)	0,368 (0,482)	0,381 (0,485)
<i>NE_Bachillerato*</i>	0,129 (0,334)	0,151 (0,358)	0,242 (0,428)	0,259 (0,438)
<i>NE_FP</i>	0,180 (0,384)	0,164 (0,370)	---	---
<i>NE_Uni_medio**</i>	0,124 (0,329)	0,106 (0,307)	0,168 (0,373)	0,145 (0,352)
<i>NE_Uni_superior***</i>	0,129 (0,335)	0,097 (0,296)	0,130 (0,336)	0,094 (0,291)
<i>ISEC</i>	0,066 (0,988)	-0,167 (0,997)	0,060 (1,006)	0,200 (1,002)

Fuente: elaboración propia en base a los microdatos de las EGD-2009 y EGD-2010 del Ministerio de Educación.

Valores medios de las variables. Desviaciones estándar entre paréntesis.

* En el caso de la EGD - 2010 esta categoría corresponde a "Bachillerato o FP media"

** En el caso de la EGD - 2010 esta categoría corresponde a "Universitario medio o FP superior"

*** En el caso de la EGD - 2010 esta categoría corresponde a "Universitario superior"

Por último, el análisis del impacto del tipo de familia también será realizado atendiendo a la titularidad del centro educativo. Esto es así porque las variables que influyen en la selección escolar, como la motivación y aspiraciones de los padres o los recursos económicos no tienen por qué repartirse de forma aleatoria entre ambos grupos familiares. Para ello se utilizará una variable dicotómica, *Titular*, la cual toma valor 1 si el centro es público y cero si es privado (éste último incluye los centros privados y privados concertados). En la Tabla V se puede verificar que los centros privados obtienen mejores resultados medios, tanto en la prueba de competencia en matemática como en la tasa de repetición.

Tabla V. Resultados académicos según titularidad del centro. EGD-2009 y EGD-2010.

Titularidad	EGD-2009				EGD-2010			
	Media	Desv. Est.	Min	Máx	Media	Desv. Est.	Min	Máx
Resultado matemáticas								
Públicos	493,6	90,6	164,1	838,3	493,4	85,9	141,5	822,0
Privados	521,7	89,6	200,9	834,2	526,2	89,2	193,8	841,0
Repetición de curso								
Públicos	0,117	0,321	0,000	1,000	0,317	0,465	0,000	1,000
Privados	0,064	0,244	0,000	1,000	0,194	0,395	0,000	1,000

Fuente: elaboración propia en base a la EGD-2009 y EGD-2010.

3.5. Actitudes parentales

Una vez que estimemos el impacto de la familia no nuclear sobre el rendimiento académico de los alumnos, analizaremos las actitudes parentales en cada tipo de familia y el efecto que éstas pueden tener sobre los resultados académicos una vez emparejadas las muestras y controlando por el tipo de familia. En particular, intentaremos captar el interés y el involucramiento efectivo de los padres en la vida académica de sus hijos, ya que es un elemento clave en la educación de éstos (Astone y McLanaham (1991); Shim *et. al.* (2000)). El interés y el tiempo que los padres dediquen a la educación de sus hijos es percibido directamente por niños y jóvenes, y repercute de forma positiva en la actitud de éstos hacia la escuela y su esfuerzo por obtener mejores resultados.

Adicionalmente, las prácticas y actitudes parentales difieren según la estructura familiar. En hogares no nucleares se ha observado un menor tiempo destinado a las actividades académicas de los hijos y un menor compromiso e interés en general por parte de los padres (Astone y McLanaham (1991); Gauthier y Monna (2008); Astone *et. al.* (2007)). Por tanto, una parte de la diferencia en el rendimiento académico a favor de los alumnos que viven en familias nucleares puede asociarse a las mejores prácticas y mayor interés de sus padres en la vida académica de sus hijos.

A continuación se detallan las variables asociadas a la madre y al padre que han sido seleccionadas como canales que expliquen las diferencias entre ambos tipos de familias. Estas variables tratan de aproximar la actitud, el interés y las prácticas parentales:

- **Preocupa resultados_m/Preocupa resultados_p:** variable dicotómica que toma valor 1 si el alumno responde que su madre/padre se preocupa por sus calificaciones o resultados académicos “Casi siempre” o “Siempre”.

- **Asiste a reuniones_m:** variable dicotómica que toma valor 1 si el alumno responde que su madre asiste a reuniones, entrevistas y fiestas del colegio “Casi siempre” o “Siempre”.

Finalmente, se consideran también en el análisis la calidad de la relación padre-hijo ya que suele tener un efecto positivo en el desempeño de los hijos y a su vez se asocia fuertemente a la estructura familiar:

- **Relacion_m/Relacion_p:** variable dicotómica que toma valor 1 si el alumno afirma tener una buena relación con su madre/padre y sentirse comprendido “Casi siempre” o “Siempre”.

Las Tablas VI y VII muestran la distribución de las variables asociadas a las prácticas parentales en materia académica y a la relación padre-hijo según tipo de familia. De la misma se desprende que ambos padres muestran mayor interés en los resultados académicos de sus hijos en las familias nucleares según las percepciones de sus hijos. Concretamente, se observan mayores diferencias en el comportamiento del padre y a mayor edad del alumno.

Tabla VI. Prácticas parentales según tipo de familia. EGD-2009 y EGD-2010.

		EGD-2009		EGD-2010	
Variables		Nuclear	No nuclear	Nuclear	No nuclear
<i>Preocupa resultados_m</i>	No	0,143	0,178	0,068	0,128
	Si	0,857	0,822	0,932	0,872
<i>Asiste a reuniones_m</i>	No	0,246	0,338	0,277	0,421
	Si	0,754	0,662	0,723	0,579
<i>Preocupa resultados_p</i>	No	0,184	0,373	0,126	0,432
	Si	0,816	0,627	0,874	0,568

Fuente: elaboración propia en base a la EGD-2009 y EGD-2010.

Asimismo, al analizar la relación padre-hijo encontramos que tanto madre y padre mantienen mejor relación en familias nucleares que en las no nucleares. Al igual que se observa con el interés académico, las diferencias son más significativas a mayor edad del alumno y en la relación con el padre.

Tabla VII. Relación padre-hijo según tipo de familia. EGD-2009 y EGD-2010.

Variables		EGD-2009		EGD-2010	
		Nuclear	No nuclear	Nuclear	No nuclear
Relacion_m	No	0,136	0,196	0,152	0,247
	Si	0,864	0,804	0,848	0,753
Relacion_p	No	0,150	0,349	0,189	0,507
	Si	0,850	0,651	0,811	0,493

Fuente: elaboración propia en base a la EGD-2009 y EGD-2010.

Las Tablas VIII y IX presentan la relación que existe entre las actitudes parentales y los resultados académicos de los hijos en ambas muestras. Las diferencias más notables se encuentran en el porcentaje de alumnos repetidores. Para el caso de los alumnos que declaran que sus padres (madre y padre) no se preocupan por sus calificaciones este porcentaje duplica al de los alumnos donde sus padres sí muestran preocupación. Parece ser que la preocupación de la madre tiene mayor impacto que la del padre en ambas edades. En el caso del resultado en matemáticas se observan diferencias pero las mismas son más moderadas, sobre todo para los alumnos de 2º curso de la ESO.

Tabla VIII. Resultados académicos según actitud parental hacia la educación de sus hijos. EGD-2009 y EGD-2010.

Variables		EGD-2009			EGD-2010		
		Resultado en matemáticas	Repetición de curso No repetidor	Repetidor	Resultado en matemáticas	Repetición de curso No repetidor	Repetidor
Preocupa resultados_m	No	460,7	0,805	0,195	471,0	0,499	0,501
	Si	511,0	0,919	0,081	507,2	0,743	0,257
Asiste a reuniones_m	No	480,2	0,838	0,162	493,4	0,614	0,386
	Si	511,8	0,925	0,075	509,0	0,771	0,229
Preocupa resultados_p	No	471,7	0,832	0,168	482,9	0,561	0,439
	Si	512,0	0,921	0,079	508,8	0,758	0,242

Fuente: elaboración propia en base a la EGD-2009 y EGD-2010.

En cuanto a la relación padre-hijo, nuevamente los efectos son mayores sobre la repetición de curso que sobre el resultado en matemáticas. La relación maternal parece tener mayor efecto sobre la repetición de curso que la paternal para alumnos de 4º curso de primaria, mientras que para aquellos de 2º curso de la ESO la distribución es similar. A su vez, las diferencias son de menor magnitud que las comentadas anteriormente respecto del interés por los resultados en ambas encuestas.

Tabla IX. Resultados académicos según relación padre-hijo. EGD-2009 y EGD-2010.

Variables		EGD-2009			EGD-2010		
		Resultado en matemáticas	Repetición de curso No repetidor	Repetidor	Resultado en matemáticas	Repetición de curso No repetidor	Repetidor
Relacion_m	No	457,7	0,788	0,212	486,7	0,638	0,362
	Si	511,3	0,921	0,079	507,9	0,741	0,259
Relacion_p	No	466,4	0,816	0,184	491,3	0,634	0,366
	Si	511,5	0,920	0,080	508,4	0,752	0,248

Fuente: elaboración propia en base a la EGD-2009 y EGD-2010.

4. RESULTADOS

4.1. Cálculo del Propensity Score.

Para el cálculo del Propensity Score se seleccionó un modelo de regresión logística, donde la variable dependiente es el tipo de familia y las variables independientes son las covariables comentadas en la sección anterior. A continuación en las Tablas X y XI se presentan los resultados de las estimaciones para ambas encuestas.

En ambos modelos la condición socioeconómica del alumno resulta clave para determinar la probabilidad de vivir en una familia no nuclear. A mayor nivel socioeconómico aumenta la probabilidad de vivir en una familia nuclear. El hecho de ser inmigrante aumenta la probabilidad de vivir en una familia no nuclear mientras que el hecho de que la madre trabaje fuera de casa disminuye esta probabilidad. En cuanto al nivel de estudios se observa un resultado distinto a los 10 y a los 14 años. En cuanto a las familias con hijos de 10 años se comprueba como los niños con madres con estudios por encima de la ESO tienen una probabilidad significativamente mayor de estar en familias no nucleares. En este grupo el sentido cambia con el nivel de estudios del padre ya que a mayor nivel de estudios del mismo disminuye la probabilidad de estar en una familia no nuclear. En el caso de los alumnos de más de 14 años este resultado difiere ya que tener una madre de nivel de estudios medios (FP media o superior, bachillerato o universitarios medios) y un padre con nivel educativo universitario superior serían variables asociadas al que el niño viva en una familia no nuclear.

Tabla X. Modelo de regresión logística para el cálculo del Propensity Score (EGD-2009).

Estructura familiar	Coef.	Err. Est.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
Inmigr	0,459	0,057	8,1	0,000	0,348	0,571
SitLab	-0,340	0,043	-7,9	0,000	-0,424	-0,255
NE_ESO_m	0,253	0,062	4,1	0,000	0,131	0,375
NE_Bachillerato_m	0,565	0,074	7,6	0,000	0,420	0,710
NE_FP_m	0,425	0,073	5,9	0,000	0,283	0,568
NE_Uni_Medio_m	0,518	0,088	5,9	0,000	0,344	0,691
NE_Uni_suerior_m	0,450	0,096	4,7	0,000	0,263	0,637
NE_ESO_p	-0,994	0,058	-17,3	0,000	-1,106	-0,881
NE_Bachillerato_p	-1,095	0,072	-15,3	0,000	-1,236	-0,955
NE_FP_p	-1,243	0,069	-18,0	0,000	-1,379	-1,107
NE_Uni_Medio_p	-1,185	0,092	-12,9	0,000	-1,366	-1,005
NE_Uni_suerior_p	-1,273	0,089	-14,3	0,000	-1,448	-1,098
ISEC	-0,118	0,024	-5,0	0,000	-0,164	-0,071
_cons	-1,446	0,056	-26,1	0,000	-1,555	-1,337

Modelo de regresión logística //N=27.237 // Variable dependiente: Estructura familiar (0= Nuclear 1=No nuclear). Coeficientes positivos incrementan la probabilidad de ser una familia no nuclear.

Tabla XI. Modelo de regresión logística para el cálculo del Propensity Score (EGD-2010).

Estructura familiar	Coef.	Err. Est.	z	P>z	[95% Conf. Interval]
Inmigrante	0,642	0,0472	13,61	0,000	0,550 0,735
SitLab	-0,331	0,0368	-9,0	0,000	-0,403 -0,259
NE_ESO_m	0,058	0,0719	0,8	0,421	-0,083 0,199
NE_Bachillerato o FP medio_m	0,296	0,0824	3,59	0,000	0,134 0,457
NE_Universitario medio o FP superior_m	0,234	0,0950	2,46	0,014	0,048 0,420
NE_Universitario superior_m	0,103	0,1080	0,95	0,342	-0,109 0,315
NE_ESO_p	-0,013	0,0664	-0,19	0,851	-0,143 0,118
NE_Bachillerato o FP medio_p	-0,016	0,0779	-0,2	0,839	-0,169 0,137
NE_Universitario medio o FP superior_p	-0,015	0,0861	-0,18	0,859	-0,184 0,154
NE_Universitario superior_p	0,171	0,0993	1,72	0,085	-0,024 0,365
ISEC	-0,327	0,0305	-10,72	0,000	-0,387 -0,267
_cons	-1,864	0,0750	-24,85	0,000	-2,011 -1,717

Modelo de regresión logística //N=27,217 // Variable dependiente: Estructura familiar (0= Nuclear 1=No nuclear). Coeficientes positivos incrementan la probabilidad de ser una familia no nuclear.

4.2. Balancing property.

Para asegurarnos de que el emparejamiento ha sido realizado correctamente es necesario verificar que se cumpla la “*balancing property*”. Esto es, una vez emparejadas las muestras de ambos grupos las medias de las covariables del grupo tratado y del grupo de control no deberían ser significativamente distintas. Para ello, se realiza un test de diferencias de medias antes y después del emparejamiento. Los resultados se presentan en las Tablas XII y XIII para el caso del emparejamiento uno a uno sin reemplazo.

En ambas encuestas y para la totalidad de las variables se rechaza la igualdad de medias después de que las muestras hayan sido emparejadas, lo cual asegura que el emparejamiento ha sido realizado adecuadamente y que ambos grupos son ahora comparables por presentar unas características muy similares. Se puede también observar como la simple diferencia de medias entre ambos grupos antes del emparejamiento estaría sesgada ya que prácticamente en todas las variables existía una diferencia significativa.

Tabla XII. Diferencias de medias de las covariables antes y después de emparejar.
EGD-2009. PSM Uno-a-uno sin reemplazo.

Variable		Media		Diferencias		t-test	
		Tratado	Control	sesgo	% reduc	t	p>t
<i>Inmigr</i>	Sin emparejar	0,151	0,088	19,5		11,5	0,000
	Emparejados	0,151	0,151	0,0	100,0	0,0	1,000
<i>SitLab</i>	Sin emparejar	0,429	0,455	-5,0		-2,7	0,007
	Emparejados	0,429	0,437	-1,5	69,6	-0,6	0,534
<i>NE_ES_m</i>	Sin emparejar	0,225	0,235	-2,4		-1,3	0,208
	Emparejados	0,225	0,232	-1,5	35,5	-0,6	0,537
<i>NE_Bachillerato_m</i>	Sin emparejar	0,151	0,129	6,5		3,6	0,000
	Emparejados	0,151	0,150	0,2	97,3	0,1	0,945
<i>NE_FP_m</i>	Sin emparejar	0,164	0,180	-4,3		-2,3	0,024
	Emparejados	0,164	0,159	1,4	67,7	0,6	0,568
<i>NE_Universitario medio_m</i>	Sin emparejar	0,106	0,124	-5,7		-3,0	0,003
	Emparejados	0,106	0,106	-0,1	98,3	0,0	0,968
<i>NE_Universitario superior_m</i>	Sin emparejar	0,097	0,129	-10,1		-5,2	0,000
	Emparejados	0,097	0,091	2,0	80,1	0,9	0,375
<i>NE_ESO_p</i>	Sin emparejar	0,203	0,245	-10,1		-5,3	0,000
	Emparejados	0,203	0,200	0,7	93,5	0,3	0,782
<i>NE_Bachillerato_p</i>	Sin emparejar	0,112	0,131	-5,7		-3,0	0,003
	Emparejados	0,112	0,115	-0,8	85,2	-0,4	0,727
<i>NE_FP_p</i>	Sin emparejar	0,123	0,182	-16,5		-8,4	0,000
	Emparejados	0,123	0,123	-0,1	99,5	0,0	0,970
<i>NE_Universitario medio_p</i>	Sin emparejar	0,060	0,084	-9,2		-4,7	0,000
	Emparejados	0,060	0,061	-0,4	96,1	-0,2	0,877
<i>NE_Universitario superior_p</i>	Sin emparejar	0,083	0,129	-14,8		-7,4	0,000
	Emparejados	0,083	0,078	1,8	87,9	0,8	0,415
<i>ISEC</i>	Sin emparejar	-0,167	0,066	-23,5		-	0,000
	Emparejados	-0,167	-0,172	0,5	97,8	12,7	0,834

Tabla XIII. Diferencias de medias de las covariables antes y después de emparejar.
 EGD-2010.
 PSM Uno-a-uno sin reemplazo.

Variable		Media		Diferencias		t-test	
		Tratado	Control	sesgo	% reduc	t	p>t
<i>Inmigr</i>	Sin emparejar	0,191	0,096	27,3		18,0	0,000
	Emparejados	0,191	0,185	1,7	93,6	0,7	0,481
<i>SitLab</i>	Sin emparejar	0,356	0,409	-10,9		-6,4	0,000
	Emparejados	0,356	0,341	3,0	73,0	1,4	0,173
<i>NE_ESO_m</i>	Sin emparejar	0,381	0,368	2,8		1,7	0,100
	Emparejados	0,381	0,381	0,0	100,0	0,0	1,000
<i>NE_Bachillerato o FP medio_m</i>	Sin emparejar	0,259	0,242	3,9		2,4	0,019
	Emparejados	0,259	0,258	0,3	92,9	0,1	0,900
<i>NE_Universitario medio o FP superior_m</i>	Sin emparejar	0,145	0,168	-6,2		-3,6	0,000
	Emparejados	0,145	0,150	-1,3	79,6	-0,6	0,555
<i>NE_Universitario superior_m</i>	Sin emparejar	0,094	0,130	-11,4		-6,4	0,000
	Emparejados	0,094	0,095	-0,2	98,0	-0,1	0,910
<i>NE_ESO_p</i>	Sin emparejar	0,402	0,373	5,8		3,5	0,001
	Emparejados	0,402	0,404	-0,5	91,5	-0,2	0,822
<i>NE_Bachillerato o FP medio_p</i>	Sin emparejar	0,195	0,197	-0,5		-0,3	0,747
	Emparejados	0,195	0,196	-0,1	77,6	-0,1	0,956
<i>NE_Universitario medio o FP superior_p</i>	Sin emparejar	0,147	0,179	-8,7		-5,0	0,000
	Emparejados	0,147	0,145	0,7	91,6	0,3	0,732
<i>NE_Universitario superior_p</i>	Sin emparejar	0,111	0,141	-9,0		-5,2	0,000
	Emparejados	0,111	0,111	0,1	99,2	0,0	0,972
<i>ISEC</i>	Sin emparejar	-0,200	0,060	-25,8		-15,3	0,000
	Emparejados	-0,200	-0,194	-0,5	98,0	-0,2	0,814

4.3. Efecto de Tratamiento Promedio (ETP) del grupo tratado

Como fue comentado en el apartado metodológico, existen diversos métodos para emparejar las muestras una vez que hemos calculado la probabilidad que tiene cada alumno de pertenecer a una familia no nuclear. En el presente estudio se seleccionaron tres de ellos con el fin de comparar los resultados y obtener conclusiones más robustas respecto al impacto que tiene pertenecer a una familia no nuclear sobre los resultados académicos de los hijos. Los métodos aplicados son el

emparejamiento uno a uno sin reemplazo, el vecino más cercano utilizando las cinco unidades más parecidas y por último, el emparejamiento basado en la distribución kernel donde se consideran todos los elementos del grupo de control que pertenecen al “soporte común”. Las Tablas XIV y XV presentan los resultados del impacto que tiene el tipo de familia no nuclear en los resultados académicos (repetición y resultado en matemáticas) de los hijos pertenecientes a estas familias (impacto del tratamiento sobre el grupo tratado), para ambas encuestas.

Tabla XIV. Efecto de Tratamiento Promedio de hogares no nucleares, EGD-2009.

Resultado	Muestra	Tratado	Control	Diferencia	D.E.	T-stat
Resultado matemáticas	Sin emparejar	489,8	505,5	-15,706	1,696	-9,26
	ETP uno-a-uno (s/R)	489,8	493,9	-4,059	2,232	-1,82
	ETP vecino más cercano	489,8	496,0	-6,147	2,010	-3,06
	ETP kernel	489,8	496,2	-6,414	1,689	-3,80
Repetidor	Sin emparejar	0,140	0,092	0,049	0,006	8,79
	ETP uno-a-uno (s/R)	0,140	0,116	0,025	0,008	2,99
	ETP vecino más cercano	0,140	0,117	0,023	0,008	3,06
	ETP kernel	0,140	0,114	0,027	0,006	4,17

Nota: Método uno a uno se realizó sin reemplazo. El número de unidades consideradas en el método del vecino más cercano ha sido k=5.

Tabla XV. Efecto de Tratamiento Promedio de hogares no nucleares, EGD-2010.

Resultado	Muestra	Tratado	Control	Diferencia	D.E.	T-stat
Resultado matemáticas	Sin emparejar	490,7	506,8	-16,18	1,49	-10,85
	ETP uno-a-uno (s/R)	490,7	501,9	-11,27	1,91	-5,88
	ETP vecino más cercano	490,7	501,9	-11,20	2,11	-5,30
	ETP kernel	490,7	498,8	-8,19	1,47	-5,58
Repetidor	Sin emparejar	0,412	0,252	0,160	0,007	21,35
	ETP uno-a-uno (s/R)	0,412	0,283	0,129	0,010	12,40
	ETP vecino más cercano	0,412	0,297	0,114	0,011	10,04
	ETP kernel	0,412	0,294	0,118	0,008	14,22

Nota: Método uno a uno se realizó sin reemplazo. El número de unidades consideradas en el método del vecino más cercano ha sido k=5.

El primer resultado que podemos observar es que las diferencias entre el grupo tratado (familias no nucleares) y el grupo de control (familias nucleares) se atenúan significativamente una vez aplicada el PSM y el emparejamiento. Ello se comprueba en las Tablas XIV y XV observando los resultados “sin emparejar” con los datos emparejados. Por tanto, el PSM contribuye a realizar comparaciones más justas entre los alumnos ya que los mismos tienen ahora en media, como se comprueba en las Tablas XII y XIII, unas características muy similares.

En todos los casos se encuentran diferencias fuertemente significativas al 95% entre los resultados de los alumnos de familias nucleares y no nucleares¹¹. En este sentido el efecto negativo de pertenecer a un hogar no nuclear es más pronunciado sobre el hecho de ser repetidor que sobre los resultados en matemáticas. A su vez las mayores diferencias se observan en los alumnos mayores, que asisten a 2º curso de la ESO. Este resultado guarda sentido ya que el hecho de estar en un curso más avanzado implica mayores posibilidades de diferenciación de los alumnos. En 2º ESO los resultados de los alumnos en familias nucleares son unos 10 puntos mayores que los de los alumnos en familias no nucleares.

4.4. Impacto según titularidad del centro

Las Tablas XVI, XVII, XVIII y XIX muestran el impacto que sobre matemáticas y la repetición de curso tiene pertenecer a un hogar no nuclear para los alumnos de 4º de primaria y 2º de la ESO respectivamente, en función del tipo de centro al que asisten.

Tabla XVI. Impacto del tipo de familia sobre los resultados académicos colegios públicos. EGD-2009.

Resultado	Muestra	Tratado	Control	Diferencia	D.E.	T-stat
Resultado matemáticas	Sin emparejar	480,7	495,4	-14,77	2,05	-7,20
	ETP uno-a-uno (s/R)	480,7	485,3	-4,66	2,66	-1,75
	ETP vecino más cercano	480,7	487,4	-6,70	2,33	-2,87
	ETP kernel	480,7	488,1	-7,38	2,04	-3,62
Repetidor	Sin emparejar	0,159	0,110	0,049	0,007	6,69
	ETP uno-a-uno (s/R)	0,159	0,137	0,022	0,011	2,07
	ETP vecino más cercano	0,159	0,131	0,028	0,009	2,96
	ETP kernel	0,159	0,129	0,030	0,008	3,65

¹¹ La única excepción es en la diferencia en el resultado en matemáticas con el método de emparejamiento uno a uno sin reemplazo donde la diferencia únicamente es significativa al 90%.

Tabla XVII. Impacto del tipo de familia sobre los resultados académicos colegios privados. EGD-2009.

Resultado	Muestra	Tratado	Control	Diferencia	D.E.	T-stat
Resultado matemáticas	Sin emparejar	509,2	523,2	-14,001	2,921	-4,79
	ETP uno-a-uno (s/R)	509,2	514,7	-5,46	3,91	-1,40
	ETP vecino más cercano	509,2	515,3	-6,07	3,36	-1,81
	ETP kernel	509,2	513,6	-4,40	2,93	-1,50
Repetidor	Sin emparejar	0,101	0,059	0,042	0,008	5,21
	ETP uno-a-uno (s/R)	0,101	0,081	0,020	0,013	1,59
	ETP vecino más cercano	0,101	0,081	0,020	0,011	1,80
	ETP kernel	0,101	0,078	0,023	0,010	2,29

Tabla XVIII. Impacto del tipo de familia sobre los resultados académicos colegios públicos EGD-2010.

Resultado	Muestra	Tratado	Control	Diferencia	D.E.	T-stat
Resultado matemáticas	Sin emparejar	481,2	495,6	-14,5	1,8	-8,20
	ETP uno-a-uno (s/R)	481,2	490,8	-9,6	2,3	-4,27
	ETP vecino más cercano	481,2	491,2	-10,0	2,3	-4,29
	ETP kernel	481,2	489,4	-8,3	1,7	-4,76
Repetidor	Sin emparejar	0,452	0,292	0,160	0,010	16,79
	ETP uno-a-uno (s/R)	0,452	0,324	0,128	0,013	9,93
	ETP vecino más cercano	0,452	0,333	0,119	0,013	9,00
	ETP kernel	0,452	0,330	0,122	0,010	11,96

Tabla XIX. Impacto del tipo de familia sobre los resultados académicos colegios privados EGD-2010.

Resultado	Muestra	Tratado	Control	Diferencia	D.E.	T-stat
Resultado matemáticas	Sin emparejar	510,5	528,9	-18,4	2,6	-6,97
	ETP uno-a-uno (s/R)	510,5	521,7	-11,24	3,40	-3,30
	ETP vecino más cercano	510,5	522,7	-12,25	3,22	-3,80
	ETP kernel	510,6	519,7	-9,10	2,63	-3,46
Repetidor	Sin emparejar	0,327	0,171	0,156	0,012	13,43

ETP uno-a-uno (s/R)	0,327	0,223	0,104	0,017	6,07
ETP vecino más cercano	0,327	0,225	0,102	0,016	6,26
ETP kernel	0,326	0,215	0,112	0,014	8,16

El impacto es significativamente mayor en los alumnos que asisten a centros públicos independientemente del curso al que asisten. Más aún, en el caso de los alumnos de 4º de primaria, las diferencias en el resultado en matemáticas dejan de ser significativas en los colegios privados. Es decir, que en estos alumnos que asisten a la educación privada el hecho de pertenecer a una familia no nuclear no impactaría significativamente en su resultado en matemáticas. Este resultado podría interpretarse como que las escuelas privadas en edades tempranas logran en cierta forma compensar las carencias asociadas a las familias no nucleares; brindando mayor apoyo y soporte a este tipo de alumnos lo cual repercute de forma positiva en sus resultados académicos. En cuanto a la repetición de curso el efecto no es tan claro, ya que parece haber una débil pero significativa mayor tasa de repetición en colegios privados en niños de familias no nucleares. Si atendemos a los niños de 10 años que asisten a colegios públicos podemos concluir que tanto los resultados en matemáticas como en repetición de curso son significativamente mejores para los que pertenecen a familias nucleares.

Con respecto a los niños en 2º ESO observamos resultados similares en ambos tipos de escuela. Para todos los alumnos los resultados son peores en familias no nucleares que en nucleares. Si bien se observa que la diferencia en valor absoluto en matemáticas es similar en ambos tipos de escuela, unos 10 puntos, también se comprueba que la diferencia en porcentaje de repetidores es ligeramente más alta en escuelas públicas (unos 12 puntos de diferencia) que en escuelas privadas (unos 10 puntos).

Cabe destacar esta elevada diferencia en repetición de curso que se observa a los 14 años. Sabiendo que la repetición de curso es un factor asociado al fracaso escolar, el resultado obtenido nos permite concluir que vivir en una familia no nuclear puede considerarse un factor de riesgo de abandono educativo. La familia es por tanto una variable clave a la hora de combatir el fracaso escolar y por tanto las autoridades educativas deberían prestar más atención a los alumnos en situación de riesgo proporcionándoles apoyo y seguimiento personalizado desde edades tempranas tanto a ellos como a sus familias.

4.5. Actitudes parentales y resultados académicos

¿Qué produce que las familiares no nucleares obtengan peores resultados? Para contestar a esta pregunta debemos buscar los canales o causas que producen estas diferencias. Muchos de estos canales (estado de ánimo de los padres, motivación, capacidad de conciliación, etc.) resultan inobservables a nivel individual o difícilmente cuantificables. En este trabajo nos centraremos en las prácticas parentales, sobre las cuales las dos bases de datos de diagnóstico recogen una extensa información. Como fue comentado en el apartado descriptivo estas prácticas varían según el tipo de familia, y por tanto tiene sentido explorar si éstas explican todo o al menos parte del efecto que el tipo de familia tiene sobre los resultados académicos. Para ello, llevar a cabo este análisis y tratar de arrojar algo de luz sobre las causas de las diferencias encontradas es necesario comparar las actitudes parentales y las relaciones de padres e hijos con la muestra emparejada. Para realizar una comparación válida debemos contrastar aquellas familias no nucleares con las familias nucleares más parecidas y no con toda la muestra de familias nucleares. Por tanto, es necesario identificar para cada familia no nuclear la familia nuclear más parecida, y medir las variables relevantes asociadas a las actitudes parentales. En este sentido, el único método que nos permite identificar una y sólo una unidad contrafactual es el emparejamiento uno a uno.

Después de realizar el emparejamiento entre familias no nucleares y nucleares, se comparan nuevamente las diferencias de media de las variables que reflejan las actitudes parentales controlando por tipo de familia y por alguna de las variables utilizadas en la regresión logística. El análisis se lleva a cabo considerando la muestra de alumnos de 4º curso de la ESO, ya que es en este grupo donde se observa el mayor impacto negativo de las familias no nucleares sobre el rendimiento académico de los hijos.

Se proponen tres modelos para explicar los resultados académicos. En el primero de ellos se incluye solamente la variable tipo de familia y ciertas variables de control, nivel socio-económico y situación de inmigrante, que también explican los resultados educativos. En una segunda etapa, se incluyen las variables de relación madre-hijo y padre-hijo. Por último, se incluyen las variables asociadas al interés parental en los resultados académicos de sus hijos. Se espera que al incluir las variables que reflejan las actitudes parentales asociadas al tipo de familia, el efecto de ésta deje de ser

significativo o al menos disminuya la magnitud del efecto. El análisis se realiza para colegios públicos y privados. Las estimaciones se presentan en las Tablas XX a XXIII.

Tabla XX. Canales de transmisión del impacto del tipo de familia sobre la repetición de curso. EGD-2010, colegios públicos.

Repetición de curso	Modelo Base			Relaciones parentales			Actitud hacia el estudio		
	Coef.	Std. Err.	z	Coef.	Std. Err.	z	Coef.	Std. Err.	z
Familia no nuclear	0.601	0.059	10.24 ***	0.524	0.062	8.39 ***	0.427	0.064	6.65 ***
ISEC	-0.683	0.032	-21.24 ***	-0.669	0.032	-20.68 ***	-0.628	0.033	-19.15 ***
Inmigrante	0.406	0.072	5.67 ***	0.392	0.072	5.45 ***	0.355	0.073	4.85 ***
Relación_m				-0.142	0.075	-1.90 *	0.048	0.082	0.58
Relación_p				-0.202	0.067	-3.03 ***	0.059	0.080	0.73
Preocupa_resultados_m							-0.368	0.103	-3.57 ***
Asiste a reuniones_m							-0.452	0.063	-7.16 ***
Preocupa_resultados_p							-0.445	0.081	-5.51 ***
Constante	-1.158	0.048	-24.35 ***	-0.871	0.086	-10.09 ***	-0.208	0.113	-1.84 *

Nota: Modelo de regresión logístitca con errores estándar robustos.

*** Sognificativa al 1%; **Significativa al 5%; * Significativa al 10%.

Tabla XXI. Canales de transmisión del impacto del tipo de familia sobre la repetición de curso. EGD-2010, colegios privados.

Repetición de curso	Modelo Base			Relaciones parentales			Actitud hacia el estudio		
	Coef.	Std. Err.	z	Coef.	Std. Err.	z	Coef.	Std. Err.	z
Familia no nuclear	0.589	0.093	6.35 ***	0.519	0.097	5.32 ***	0.467	0.100	4.66 ***
ISEC	-0.674	0.051	-13.16 ***	-0.660	0.052	-12.77 ***	-0.646	0.052	-12.38 ***
Inmigrante	0.572	0.124	4.63 ***	0.550	0.124	4.44 ***	0.536	0.123	4.34 ***
Relación_m				-0.258	0.116	-2.22 **	-0.068	0.126	-0.54
Relación_p				-0.163	0.103	-1.58	-0.153	0.120	-1.27
Preocupa_resultados_m							-0.596	0.174	-3.42 ***
Asiste a reuniones_m							-0.239	0.101	-2.36 **
Preocupa_resultados_p							-0.021	0.128	-0.16
Constante	-1.354	0.072	-18.83 ***	-1.003	0.134	-7.49 ***	-0.420	0.191	-2.19 **

Nota: Modelo de regresión logístitca con errores estándar robustos.

*** Significativa al 1%; **Significativa al 5%; * Significativa al 10%.

El interés y las actitudes parentales respecto a los resultados académicos de sus hijos podrían considerarse parte de los canales de transmisión del efecto del tipo de familia sobre la repetición de curso tanto en colegios privados como públicos. Todas ellas resultan significativas y con el signo esperado, a mayor interés de los padres menor probabilidad de ser repetidor de curso. Si bien el coeficiente asociado al tipo de familia no deja de ser significativo al incorporar dichas variables, sí se reduce la magnitud del impacto. Por último, es interesante notar que en ambos casos, las variables de la relación padre-hijo resultan significativas cuando sólo se considera el tipo de familia, y dejan de serlo al incorporar las variables que reflejan el interés por los resultados académicos de sus hijos.

En cuanto al impacto de las actitudes parentales en el resultado en matemáticas, los resultados se muestran en las Tablas XXII y XXIII.

Tabla XXII. Canales de transmisión del impacto del tipo de familia sobre el resultado en matemáticas. EGD-2010, colegios públicos.

Resultado en matemáticas	Modelo Base			Relaciones parentales			Actitud hacia el estudio		
	Coef.	Std. Err.	z	Coef.	Std. Err.	z	Coef.	Std. Err.	z
Familia no nuclear	-5.01	2.13	-2.4 **	-4.25	2.25	-1.9 *	-4.426	2.289	-1.9 *
Repetidor	-34.61	2.23	-15.5 ***	-34.18	2.23	-15.3 ***	-34.211	2.250	-15.2 ***
ISEC	18.21	1.17	15.5 ***	17.95	1.17	15.3 ***	17.996	1.178	15.3 ***
Inmigrante	-15.04	2.56	-5.9 ***	-14.37	2.55	-5.6 ***	-14.831	2.561	-5.8 ***
Relación_m				14.78	2.64	5.6 ***	12.769	2.867	4.5 ***
Relación_p				-1.51	2.36	-0.6	-1.513	2.787	-0.5
Preocupa_resultados_m							11.474	3.745	3.1 ***
Asiste a reuniones_m							-5.870	2.289	-2.6 ***
Preocupa_resultados_p							0.184	2.910	0.1
Constante	511.84	1.81	283.0 ***	500.31	3.30	151.6 ***	495.48	4.27	116.2 ***

Nota: Estimaciones MCO con errores estándar robustos.

*** Sognificativa al 1%; **Significativa al 5%; * Significativa al 10%.

Tabla XXIII. Canales de transmisión del impacto del tipo de familia sobre el resultado en matemáticas. EGD-2010, colegios privados.

Resultado en matemáticas	Modelo Base			Relaciones parentales			Actitud hacia el estudio		
	Coef.	Std. Err.	z	Coef.	Std. Err.	z	Coef.	Std. Err.	z
Familia no nuclear	-7.07	3.20	-2.21 **	-7.41	3.38	-2.2 **	-6.38	3.433	-1.86 **
Repetidor	-40.25	3.60	-11.18 ***	-40.11	3.62	-11.1 ***	-40.12	3.649	-10.99 ***
ISEC	21.00	1.83	11.44 ***	21.06	1.84	11.43 ***	20.70	1.852	11.18 ***
Inmigrante	-15.88	4.44	-3.58 ***	-15.91	4.43	-3.59 ***	-15.62	4.431	-3.52 ***
Relación_m				5.75	4.20	1.37	7.10	4.539	1.56
Relación_p				-3.02	3.71	-0.82	-7.58	4.274	-1.77
Preocupa_resultados_m							-2.74	6.375	-0.43
Asiste a reuniones_m							-0.38	3.598	-0.10
Preocupa_resultados_p							9.47	4.561	2.08 **
Constante	529.51	2.54	208.1 ***	527.00	5.01	105.2 ***	524.05	7.19	72.87 ***

Nota: Estimaciones MCO con errores estándar robustos.

*** Sognificativa al 1%; **Significativa al 5%; * Significativa al 10%.

Se observa como los resultados difieren según titularidad de los centros. En el caso de los colegios públicos, al incluir dichas variables de actitudes parentales el

efecto del tipo de familia deja de ser significativo al 95% y únicamente lo sería al 90%. Parece también que la actitud y la relación que significativamente afecta el resultado en matemáticas es la de la madre, mientras que el interés del padre y la relación con su hijo no resultan significativos en los colegios públicos. En los colegios privados sin embargo los canales de transmisión del tipo de familia son más débiles. Si bien es cierto que al incorporar estas variables al modelo la magnitud del impacto del tipo de familia se reduce pasando a ser significativo únicamente al 90%, no se observa que las variables explicativas asociadas a las relaciones parentales sean significativas. La única variable que parece afectar el resultado en matemáticas de los hijos de catorce años en colegios privados es el interés del padre, sin embargo el interés y preocupación de la madre no tienen efectos significativos en este caso.

5. CONCLUSIONES

Desde los inicios de la Economía de la Educación la familia ha ocupado un lugar central para explicar el resultado educativo de los hijos. Es bien conocido que el nivel socioeconómico influye determinantemente en estos resultados. Sin embargo, el papel de pertenecer o no a una familia nuclear se ha incluido en los análisis en menos ocasiones. El objetivo de este trabajo ha sido cuantificar, utilizando la metodología de inferencia causal y la técnica de PSM, cuál es el impacto medio que para un alumno tiene vivir en una familia no nuclear a los diez (4º primaria) y a los catorce años (2ºESO). Con este análisis se trata de eliminar o al menos mitigar el sesgo que se produce cuando se realiza una comparación directa entre ambos tipos de familia sin atender a las variables que influyen en que el alumno viva en una u otra estructura familiar. El método de PSM nos permite emparejar y comparar únicamente alumnos con unas características medias muy similares salvo en su pertenencia a uno u otro tipo de familia.

Los resultados nos permiten concluir que a los diez años existe una pequeña aunque significativa diferencia tanto en resultado en matemáticas como en repetición de curso a favor de los alumnos en colegios públicos que pertenecen a una familia nuclear. A esta edad, tampoco existen diferencias significativas en el resultado en matemáticas para los alumnos en colegios privados mientras que la diferencia en repetición de curso en dos puntos a favor de la familia nuclear resulta ser débilmente significativa.

Sin embargo, estos resultados cambian a la edad de catorce años donde si se observan diferencias significativas tanto en matemáticas como en repetición de curso a favor de los alumnos en familiares nucleares. En el caso de las escuelas públicas (privadas) los alumnos en familias nucleares tienen 12 (10) puntos menos de repetición que en las familias no nucleares. Así, mientras que la tasa de repetidores a los catorce años en escuelas públicas (privadas) de alumnos en familias nucleares es del entorno del 33% (22%) esta cifra alcanza el 45,2% (32,7%) si el alumno pertenece a una familia no nuclear.

En cuanto a los canales que pueden explicar estas diferencias, en este trabajo hemos llevado a cabo una exploración de los mismos con la información disponible. Los resultados parecen indicar que para los alumnos de catorce años en escuelas públicas pesa más la actitud y la relación que mantienen con sus madres, mientras que la preocupación del padre por el resultado de sus hijos sería la significativa en los colegios privados.

Estos resultados parecen apuntar que tanto los padres que conviven con sus hijos en familias no nucleares como los profesores que conocen esta situación deberían colaborar estrechamente en la educación del niño. Las medidas para lograr disminuir las diferencias en repetición de curso van más allá de este trabajo pero deberían ponerse en marcha de forma experimental distintos programas que puedan ser evaluados al cabo del tiempo antes de que puedan ser extendidos a toda la población.

Quedan abiertas algunas preguntas que deberán ser abordadas en futuras investigaciones. En primer lugar, es necesario ahondar en las diferencias que existen entre los distintos tipos de familias no nucleares, fundamentalmente monoparentales y reconstituidas. En segundo lugar sería muy interesante analizar cómo influye la ruptura de la pareja nuclear en los resultados escolares de los hijos atendiendo a la edad que éste tiene en el momento en el que se separan sus padres e incluso a partir de la separación cuál es la forma de convivencia con sus padres que mejor rendimiento académico proporciona. La respuesta a todas estas preguntas debería servir en un futuro para brindar más apoyo y protección por parte del sector público a los alumnos en las situaciones familiares más complejas a fin de garantizarles unas mejores oportunidades educativas.

6. REFERENCIAS

- Amato, P. R. (2010). Research on divorce: Continuing trends and new developments. *Journal of Marriage and Family*, 72(3), 650-666.
- Astone, N. M., y McLanahan, S. S. (1991). Family structure, parental practices and high school completion. *American sociological review*, 309-320.
- Biblarz, T. J., y Gottainer, G. (2000). Family Structure and Children's Success: A Comparison of Widowed and Divorced Single Mother Families. *Journal of Marriage and Family*, 62(2), 533-548.
- Bramlett, M. D., y Mosher, W. D. (2002). Cohabitation, marriage, divorce, and remarriage in the United States. *National Center for Health Statistics. Vital Health Stat*, 23(22), 1-32.
- Case, A., Lin, I.-F., y McLanahan, S. (2001). Educational attainment of siblings in stepfamilies. *Evolution and human behavior*, 22(4), 269-289.
- Cid, A., y Stokes, C. E. (2012). Family Structure and Children's Education Outcome: Evidence from Uruguay. *Journal of Family and Economic Issues*, 1-15.
- Corak, M. (2001). Death and Divorce: The Long Term Consequences of Parental Loss on Adolescents. *Journal of Labor Economics*, 19(3), 682-715.
- Cherlin, A. J., Furstenberg Jr, F. F., Chase-Lansdale, L., Kiernan, K. E., Robins, P. K., Morrison, D. R., y Teitler, J. O. (1991). Longitudinal studies of effects of divorce on children in Great Britain and the United States. *Science*, 252(5011), 1386-1389.
- De Graaf, P. M., y Kalmijn, M. (2006). Change and stability in the social determinants of divorce: A comparison of marriage cohorts in the Netherlands. *European Sociological Review*, 22(5), 561-572.
- Ermisch, J. F., y Francesconi, M. (2001). Family structure and children's achievements. *Journal of Population Economics*, 14(2), 249-270. doi: 10.1007/s001480000028
- Francesconi, M., Jenkins, S. P., y Siedler, T. (2010). Childhood family structure and schooling outcomes: evidence for Germany. *Journal of Population Economics*, 23(3), 1201-1231. doi: 10.1007/s00148-009-0242-y
- Frisco, M. L., Muller, C., y Frank, K. (2007). Parents' union dissolution and adolescents' school performance: Comparing methodological approaches. *Journal of Marriage and Family*, 69(3), 721-741.
- Frisco, M. L., y Williams, K. (2003). Perceived housework equity, marital happiness, and divorce in dual-earner households. *Journal of Family Issues*, 24(1), 51-73.

- Garasky, S. (1995). The effects of family structure on educational attainment. *American Journal of Economics and Sociology*, 54(1), 89-105.
- Garasky, S., y Stewart, S. D. (2007). Evidence of the effectiveness of child support and visitation: Examining food insecurity among children with nonresident fathers. *Journal of Family and Economic Issues*, 28(1), 105-121.
- Gennetian, L. A. (2005). One or two parents? Half or step siblings? The effect of family structure on young children's achievement. *Journal of Population Economics*, 18(3), 415-436.
- Heckman J, Ichimura H, Todd PE (1997) Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme. *Review of Economic Studies* 64 (4),605-654.
- Heckman J, Navarro-Lozano S (2004) Using matching, instrumental variables, and control function to estimate economic choice models. *Review of Economics and Statistics* 86: 30-57.
- Imbens, GW (2004). Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects Under Exogeneity: A Review. *Review of Economics and Statistics* 86, 4–29.
- INEE (2010). Evaluación General de Diagnóstico 2009. Educación Primaria. Cuarto Curso. Informe de Resultados. Ministerio de Educación.
- INEE (2011). Evaluación General de Diagnóstico 2010. Educación Secundaria Obligatoria. Segundo Curso. Informe de Resultados. Ministerio de Educación.
- Kalmijn, M., y Poortman, A.-R. (2006). His or her divorce? The gendered nature of divorce and its determinants. *European Sociological Review*, 22(2), 201-214.
- Levacic, R. and Vignoles, A. (2002). Researching the Links between School Resources and Student Outcomes in the UK: A Review of Issues and Evidence. *Education Economics*, 10 (3), 313-331.
- McLanahan, S. (2004). Diverging destinies: How children are faring under the second demographic transition. *Demography*, 41(4), 607-627.
- Monna, B., y Gauthier, A. H. (2008). A review of the literature on the social and economic determinants of parental time. *Journal of Family and Economic Issues*, 29(4), 634-653.
- Muller, C., y Schiller, K. S. (2000). Leveling the playing field? Students' educational attainment and states' performance testing. *Sociology of Education*, 196-218.
- Orme, C. and Smith, P. (1996). The Potential for Endogeneity Bias in Data Envelopment Analysis. *Journal of the Operational Research Society*, 47, 73-83.
- Perelman, S. y Santín, D. (2011). Measuring educational efficiency at student level with parametric stochastic distance functions: an application to Spanish PISA results. *Education Economics*, 19 (1), 29-49.

- Pollak, R., y Ginther, D. (2003). Does family structure affect children's educational outcomes? *NBER Working Paper*(w9628).
- Roche, K. M., Astone, N. M., y Bishai, D. (2007). Out-of-school care and youth problem behaviors in low-income, urban areas. *Journal of Family and Economic Issues*, 28(3), 471-488.
- Rogers, S. J. (2004). Dollars, dependency, and divorce: Four perspectives on the role of wives' income. *Journal of Marriage and Family*, 66(1), 59-74.
- Rosenbaum PR, Rubin DB (1983) The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika* 70 1: 41-55.
- Sayer, L. C., y Bianchi, S. M. (2000). Women's Economic Independence and the Probability of Divorce A Review and Reexamination. *Journal of Family Issues*, 21(7), 906-943.
- Schoen, R., Astone, N. M., Kim, Y. J., Rothert, K., y Standish, N. J. (2002). Women's employment, marital happiness, and divorce. *Social Forces*, 81(2), 643-662.
- Schoen, R., Rogers, S. J., y Amato, P. R. (2006). Wives' Employment and Spouses' Marital Happiness Assessing the Direction of Influence Using Longitudinal Couple Data. *Journal of Family Issues*, 27(4), 506-528.
- Shim, M. K., Felner, R. D., y Shim, E. (2000). The Effects of Family Structures on Academic Achievement. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (New Orleans, LA, April24-28).
- Sweeney, M. M., y Phillips, J. A. (2004). Understanding racial differences in marital disruption: Recent trends and explanations. *Journal of Marriage and Family*, 66(3), 639-650.