



Universidad de Valladolid

FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES, JURÍDICAS Y DE LA
COMUNICACIÓN

Grado en Administración y Dirección de Empresas

TRABAJO DE FIN DE GRADO

El tamaño de la clase y los resultados educativos

(Aplicaciones reales del análisis
econométrico con el software GRETL)

Presentado por Juan López Garzón

Tutelado por Helena Corrales Herrero

Segovia, 23 de Junio de 2015

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN: interés del tema y objetivos.....	7
--	----------

CAPÍTULO 1

Revisión de la literatura

1.1 Revisión de la literatura.....	12
------------------------------------	----

CAPÍTULO 2

Datos

2.1 Variables de estudio: análisis descriptivo.....	16
2.2 Comparación gráfica de las principales variables del estudio.....	20

CAPÍTULO 3

Metodología

3.1 Metodología del estudio.....	26
----------------------------------	----

CAPÍTULO 4

Resultados

4.1 Modelos estimados para el test de matemáticas.....	29
4.2 Modelos estimados para el test de lectura.....	33
4.3 Modelos estimados para el test de ciencias.....	37
4.4 Comparativa de los modelos seleccionados.....	41

CONCLUSIONES.....	46
--------------------------	-----------

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	47
--	-----------

ANEXO

Base de datos.....	49
--------------------	----

Índice de gráficos

2.1 – Tamaño medio de las clases por países.....	20
2.2 – Salario medio de los profesores de primaria por países.....	20
2.3 – Gasto público y gasto privado en educación respecto al PIB.....	21
2.4 – Puntuaciones en el test de matemáticas según país y sexo.....	22
2.5 – Puntuaciones en el test de lectura según país y sexo.....	22
2.6 – Puntuaciones en el test de ciencias según país y sexo.....	23

Índice de tablas

3.1 – Nombres de las variables utilizadas en el estudio.....	27
4.1 – Resultados de la estimación de la puntuación en el test de matemáticas para los chicos.....	30
4.2 – Resultados de la estimación de la puntuación en el test de matemáticas para las chicas.....	32
4.3 – Resultados de la estimación de la puntuación en el test de lectura para los chicos.....	34
4.4 – Resultados de la estimación de la puntuación en el test de lectura para las chicas.....	36
4.5 – Resultados de la estimación de la puntuación en el test de ciencias para los chicos.....	38
4.6 – Resultados de la estimación de la puntuación en el test de ciencias para las chicas.....	40
4.7 – Resultados de la estimación de los modelo seleccionados.....	42
4.8 – Valores del F.I.V. para los modelos estimados.....	43
4.9 – Contraste de White para los modelos estimados.....	44
5.1 – Base de datos.....	49
5.2 – Descripción de la base de datos.....	54

Introducción: interés del tema y objetivos

El objetivo de este trabajo de fin de grado es analizar si el tamaño medio de las clases es un factor relevante para explicar los resultados de los alumnos en los test del informe PISA (*Programa para la Evaluación Internacional de Alumnos*) realizado por la OCDE (*Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos*) en sus países integrantes, es decir, si la reducción del tamaño de las clases en el nivel educativo de primaria influye en las puntuaciones de dichos test. Una cuestión interesante que necesita ser analizada, ya que pensamos que además del tamaño de clase como factor principal, puede haber otros factores relevantes que puedan afectar a las calificaciones de los alumnos.

Sobre este tema hay mucha diversidad de opiniones, por un lado los profesores y los pedagogos en su mayoría defienden que el número de alumnos debería ser menor que en la actualidad. Por otro las instituciones y los directores de los centros educativos aseguran que el número no afecta en ninguna medida al rendimiento de los alumnos.

Muchos investigadores y pedagogos, entre ellos, por ejemplo, el director del programa PISA de la OCDE, Andreas Schleicher, se han ocupado de estudiar este tema y no hay una respuesta concreta; desde los que aseguran que cuanto menor es la ratio alumno/profesor mayor es el éxito académico, hasta los que defienden que tener menos de veinte alumnos por clase es contraproducente porque se pierde la riqueza de opiniones en la clase. Antonio Cabrales, catedrático investigador de la Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), apunta en el blog de esta entidad que “el efecto final de una disminución del número de alumnos por profesor depende mucho del efecto que esto tenga en otros participantes en el proceso”, porque intervienen muchos actores, desde los estudiantes hasta sus padres, los profesores y la Administración, que es la que pone los medios humanos.

Hay también estudiosos que reclaman un debate serio sobre el asunto. Uno de ellos es el pedagogo y filósofo Gregorio Luri quien en declaraciones al diario La Vanguardia, señalaba en marzo de 2012 que si bien los estudios no relacionan directamente la disminución de la ratio con la mejora directa del rendimiento escolar no se puede “hacer demagogia con este tema, porque aumentar la ratio tampoco mejora el rendimiento” para ello valora las circunstancias concretas de los alumnos, distintas ahora de las de hace treinta años y concluye que “donde más se debe de cuidar la ratio es en la educación infantil”. Otra conclusión suya es que en los tiempos de crisis “los políticos deben ser claros y no buscar subterfugios para intentar hacer de la necesidad virtud” en clara referencia a los métodos que emplean las administraciones para ahorrar recursos.

Volviendo a citar el programa PISA, su director, Andreas Schleicher, en declaraciones al diario El Mundo sobre el informe de 2013 referido a España indicaba que hay "gran nivel de aislamiento" y el grado de autonomía del docente "es muy reducido", por lo que es un ámbito que "tiene que mejorar". Además, subrayaba que en otros países con mejores resultados en PISA, como Corea, se aboga por tener menos profesores, mejor pagados y mejor preparados, priorizando su calidad sobre el número.

Es decir venía a reconocer que en los resultados del sistema educativo influyen muchos factores como han señalado en nuestro país los sindicatos del profesorado en numerosas ocasiones. A este respecto la Federación de Trabajadores de la Enseñanza de UGT apuntaba en diciembre de 2013 al comentar la nota de prensa del Ministerio de

Educación sobre el informe PISA que “los factores que más influyen en los resultados están asociados a las características individuales del alumnado, al nivel sociocultural de las familias y a la utilización de las herramientas adecuadas al proceso de aprendizaje” aparte de que el sindicato dice que las administraciones educativas “deberían evaluar las carencias existentes en sus territorios para priorizar los recursos”, resalta que “las políticas educativas de recortes de los últimos años pueden estar influyendo de forma negativa” ya que “está aumentando el número de alumnos por aula, el número de horas lectivas del profesorado y el recorte generalizado del gasto en educación”. Y todo ello sin perjuicio de que el sindicato comparta la idea de Schleicher de que hay que dotar de mayor autonomía pedagógica a los profesores así como de mayor autonomía a los centros en su organización y gestión económica para mejorar los resultados.

La profesora de la Facultad de Educación de la Universidad de Navarra Charo Reparaz, comenta al Diario de Navarra sobre el libro publicado por las doctoras Escamilla y Gamazo, que en España la educación es un tema que preocupa debido a que el fracaso escolar afecta al 14% de los alumnos de primaria y al 30% de los de secundaria, según estadísticas del curso 2007-2008, y concluye que de acuerdo con el informe PISA 2009 "podríamos afirmar que aproximadamente el 15% de los estudiantes de 4º curso de Primaria se encuentran en un nivel inferior en cuanto a competencias académicas".

También hay que decir, que los datos más actuales nos dicen que España sigue a la cabeza de los países de la Unión Europea con mayor fracaso escolar a pesar de que se ha ido reduciendo en los últimos ocho años. Según Eurostat las últimas cifras estadísticas de abandono escolar se encontraban en un 23,6% correspondiente al año 2013, muy lejos del 15% fijado como objetivo para 2020.

Otros estudios como el de la OCDE (2012), han investigado la evolución del número de alumnos por clase en el mundo y como afecta esto en su aprendizaje. Según esta organización el número de alumnos no es la única variable que mejoraría la calidad de la educación, también influyen el número de horas de clase, el número de horas de trabajo de los profesores, la remuneración de éstos, etc.

Entre los años 2000 y 2009 muchos países invirtieron mucho dinero en reducir el número de alumnos por clase y el resultado según la OCDE fue apenas perceptible. De hecho, aseguran que lo que realmente mejoraría los resultados sería la calidad de la enseñanza. Pero una reducción de entre siete y diez alumnos en el número de alumnos total de cada clase en primaria, tendría efectos positivos a largo plazo, sobre todo en los grupos sociales más desfavorecidos, como se refleja en su informe.

La reducción del número de alumnos también se notaba especialmente con profesores con poca experiencia y en las clases en las que había alumnos con problemas de conducta, ya que se atiende mejor a aquellos alumnos que más lo necesitan.

Reducir el tamaño de las clases puede traer como consecuencia una mejora de la educación básica en los alumnos de primaria, ya que al reducir el número de alumnos en cada aula, puede mejorar la atención al profesor, se crea un mejor ambiente en clase y esto puede influir en el aprendizaje de los estudiantes obteniendo así mejores calificaciones en los exámenes.

Esta medida de reducir el tamaño de las clases también puede traer consecuencias negativas para las escuelas debido a que las escuelas deberán tener un mayor presupuesto para poder contratar a más profesores de primaria y también tendrá que tener disponible un mayor número de aulas. La reducción del número de alumnos por

clase y el aumento del salario de los profesores han sido los dos grandes cambios que los países controlados por la OCDE han realizado en la última década.

Actualmente el gasto público por alumno en instituciones educativas públicas supera ligeramente (en un 4%) la media de la OCDE en la educación primaria según datos del INE de septiembre de 2014. Esta publicación refleja que en España, las ratios totales alumnos/profesor y alumnos/clase (tamaño estimado) están por debajo de la media de la OCDE y de la UE, y añade que, en cambio, la ratio alumno/grupo en las asignaturas obligatorias (tamaño real), es ligeramente más elevada en los centros españoles, puesto que hay más desdobles de grupos y asignaturas optativas.

Por tanto, la pregunta fundamental que queremos responder en este trabajo es: “¿Mejora la reducción del tamaño de las clases el rendimiento en la educación para el nivel educativo de primaria?”

Para sacar unas conclusiones sobre el tema en cuestión haremos un análisis econométrico con el programa informático Gretl utilizando datos de los países de la OCDE y algunos otros países influyentes. Tomaremos datos del año 2011 de las variables más significativas para la educación de estos países como pueden ser el gasto de cada país en educación o el número de horas lectivas de educación, entre otras, y analizaremos los resultados para concluir cuales son las variables más influyentes en el rendimiento de los alumnos, y nos centraremos en ver si mejoran las puntuaciones de los test de matemáticas, lectura y ciencias de los exámenes que se realizan en el informe PISA, para así comprobar si el tamaño de clase es un factor importante a tener en cuenta, y que más variables son influyentes.

Capítulo 1

Revisión de la literatura

1 – Revisión de la literatura

El tamaño de la clase se ha relacionado con las necesidades especiales del aprendizaje en relación con las distintas materias que se imparten en las escuelas. Los padres y los profesores están a favor de reducir el tamaño de las clases.

En Estados Unidos el gobierno promovió la reducción del tamaño de las clases en los años 90s, haciendo que la ratio alumno/profesor se redujera; desde 1990 hasta 2010 ha bajado un 39%. Y ha descendido también el tamaño de las clases un 24% entre 1960 y 2005. Pero esto no solo ocurre en Estados Unidos, los países de la OCDE también han reducido la ratio alumno/profesor, aunque en España se ha mantenido casi inalterado, en el año 2000 era de 13,6 mientras que en 2011 fue de 13,2.

Estas medidas tendentes a reducir el tamaño de clase han ido acompañadas inevitablemente de mayores gastos para las escuelas y faltan más estudios que indiquen que esta medida vaya a mejorar el rendimiento de los estudiantes, como apunta Chingos (2013) en su ponencia. Hay experimentos que dicen que una escuela rica es signo de una mejor educación por lo cual no importa el tamaño de las clases, aunque hay otros estudios que lo contradicen.

En California y en Florida se llevaron a cabo diferentes políticas estatales para reducir el tamaño de la clase llegando a la conclusión de que estas medidas no son buenas debido a que al haber mayor número de clases se necesitan un mayor número de profesores y más aulas, esto lleva a que el gasto por alumno aumente en 160-250\$, también se reducirían los salarios de los profesores para poder pagar a más. Esto nos lleva a preguntarnos si es mejor una clase pequeña y con peores profesores y peor pagados o lo contrario, una clase más grande con profesores mejor cualificados. Por esto una medida adecuada para la situación de la reducción presupuestaria podría ser aumentar el tamaño de las clases.

Las clases más pequeñas pueden tener varios beneficios pero también puntos negativos. Clases más pequeñas nos llevan a una mayor inversión en las escuelas, mas clases implican más profesores. Krueger (1999) hizo un estudio sobre el impacto del gasto en la educación de los estudiantes. Este autor apuntó que existe una relación positiva entre dedicar más recursos a la educación, es decir aumentar el gasto por alumnos, y los resultados de los estudiantes. Pero es un debate que sigue abierto.

Sin embargo, para saber si el número de alumnos en clase afecta a las calificaciones es más conveniente estudiar el tamaño de las clases sin dejar de lado el gasto en educación así como otras variables de interés, como se estudió en el experimento STAR, llamado así por sus siglas en inglés (*Student/Teacher Achievement Ratio*), que analizan Word, Johnston y Bain (1990).

El experimento STAR es un experimento realizado de forma aleatoria en los años 80s que se llevó a cabo en Tennessee para determinar si la reducción en el tamaño de las clases hace que aumente el rendimiento de los estudiantes. Duró cuatro años y estuvo financiado por el parlamento del estado de Tennessee y tuvo un coste aproximado de doce millones de dólares. Participaron 11.500 alumnos, 1.300 profesores y 79 escuelas entre 1985 y 1989. Se dividió a los estudiantes de forma aleatoria en clases pequeñas de 15 alumnos y en clases regulares de 23 alumnos.

Los resultados del proyecto STAR son evidentes, el rendimiento de los estudiantes en matemáticas y lectura mejoró en aquellos estudiantes que estaban en clases pequeñas, no solo eso sino que también obtuvieron mejores resultados en su educación futura. Los profesores mejoran su rendimiento para desarrollar sus estrategias en las clases pequeñas. Dejando claro que el tamaño de las clases influye en el rendimiento académico de los alumnos, ya que los resultados de los estudiantes mejoran con clases de entre 15 y 20 alumnos. En clases con menos de 15 alumnos o más grandes de 20, los resultados de los alumnos empeoran.

En este experimento también se planteó la reducción de la ratio alumno/profesor a través de un ayudante del profesor y éste no tuvo resultados apreciables en las calificaciones de los alumnos. Los resultados de la separación de los alumnos que se realizó en el experimento STAR, en clases de 15 y de 23 alumnos, fueron que los alumnos de las clases pequeñas mejoraron su rendimiento. Se dio un efecto más grande en alumnos de color y menos hábiles, pero esto no quiere decir que los blancos y no menos hábiles no mejoraran.

Complementando los estudios del experimento STAR encontramos una serie de cuasi-experimentos de similar estructura, como por ejemplo el programa SAGE (*Student Achievement Guarantee in Education*) en Wisconsin en el cual se redujo el tamaño de las clases o se puso dos profesores en clases de 30 estudiantes y obtuvieron una mejoría en los test de matemáticas y lectura, resultados similares al experimento STAR.

En Israel se realizó otro cuasi-experimento, Angrist y Lavy (1999) utilizaron las clases múltiplo de 40 alumnos para su proyecto. Si el colegio tenía 80 estudiantes hacían dos clases de 40 pero si tenía 81, hacía tres clases de 27 alumnos. Con este experimento se obtuvieron resultados casi idénticos al experimento STAR. En Suecia o Bolivia se realizaron también otros cuasi-experimentos.

Otras pruebas internacionales de rendimiento de los estudiantes como TIMSS (*Trends in International Mathematics and Science Study*) conocido en español como el Estudio Internacional de Tendencias en Matemáticas, o PISA (*Programme for International Student Assessment*) en relación al gasto y al tamaño de la clase son interesantes para poder desarrollar nuestro trabajo.

Primero centrémonos en el gasto en educación y el rendimiento de los estudiantes a través de países. En el informe PISA, que analizaremos después más detalladamente, realizado por la OCDE se ve que hay relación positiva entre el gasto y el rendimiento, pero es difícil de mantener ya que al quitar México y Grecia, que son países con un gasto muy bajo, parece que ya no hay una relación positiva. Estos mismos resultados se dan en la prueba TIMSS.

El estudio TIMSS, es una evaluación de los conocimientos en matemáticas y ciencias de los alumnos de todo el mundo. TIMSS lo realiza la Asociación Internacional para la Evaluación del Rendimiento Educativo (IEA), para que los países participantes comparen el logro educativo de los estudiantes. Consiste en pruebas de matemáticas y ciencias hasta los niveles educativos de cuarto y octavo, que en España es equivalente a cuarto de primaria y segundo de la ESO. En este cuasi-experimento han participado más de 50 países, incluido España. El primer estudio se realizó en 1995 y desde entonces se hace cada cuatro años.

A lo largo de los años el gasto por alumno ha ido aumentando en todos los países. En muchos esto es debido a la disminución de la ratio alumno/profesor. Pero estos

Capítulo 1

aumentos en el gasto en educación no van acompañados de un mejor rendimiento de los estudiantes.

Según la OCDE, el número de alumnos no es la única variable que mejoraría la calidad de la educación, también hacen mención al número de horas de clase de los alumnos, el número de horas que trabajan los profesores y el sueldo de estos, como las variables clave para controlar el gasto y la calidad de la educación.

Por tanto, es evidente que las clases pequeñas influyen en el comportamiento de los estudiantes, en el esfuerzo, en la iniciativa y en la participación en clase. Pero se necesitan más pruebas relevantes.

Otra conclusión es que hacen falta más estudios y experimentos para saber el alcance que tiene el tamaño de la clase en los resultados académicos de los estudiantes. No hay estudios suficientes hoy en día que traten de ver las consecuencias del tamaño de la clase en los estudiantes.

Capítulo 2

Datos

2 – Datos

Para la realización del presente trabajo hemos construido una base de datos que explicaremos a continuación.

Los datos de las variables que forman parte de la base de datos los hemos obtenido de diversas fuentes estadísticas como el Banco Mundial, la OCDE o Eurostat. Cada variable contiene información de 37 países, todos los países integrantes de la OCDE actuales además de Brasil, Indonesia y Rusia que están en proceso de adhesión. Además dentro de todos estos países se encuentran países miembros de la Unión Europea.

Nuestro estudio se basa en ver si el tamaño de la clase influye en las calificaciones obtenidas en el informe PISA, para ello conozcamos un poco más sobre este informe que elabora la OCDE. PISA es el Programa para la Evaluación Internacional de Alumnos que lleva a cabo esta organización, tiene por objeto evaluar los conocimientos y habilidades necesarios que han adquirido los alumnos cercanos al final de la educación obligatoria. PISA plantea los resultados de los países que han alcanzado un buen rendimiento y un reparto equitativo de las oportunidades de aprendizaje, para así ayudar a construir metas más ambiciosas a otros países.

Las pruebas de PISA se realizan cada tres años. Examinando el rendimiento de los alumnos de 15 años en las áreas clave en la educación básica. Cada una de las evaluaciones pasadas de PISA se centraron en áreas concretas: en el 2000 la lectura, en el 2003 las matemáticas, en el 2006 las ciencias y en 2009 la lectura de nuevo.

Las variables de las que hemos recogido información son la puntuación en el test de matemáticas, la puntuación en el test de lectura, la puntuación en el test de ciencias, todas tanto para chicos como para chicas, el número de alumnos matriculados en primaria, el gasto en educación por alumno, el porcentaje del PIB sobre el gasto público en educación, el porcentaje del PIB sobre el gasto privado en educación, el número de horas lectivas en primaria, el número total de profesores de primaria en cada país, el tamaño medio de las clases, el salario bruto anual medido en dólares de los profesores de primaria, la ratio alumno/profesor, el PIB per cápita de cada país; y dos variables ficticias, la primera si los países pertenecen a la Unión Europea y la segunda si los países pertenecen a la UE15.

Para profundizar más en la explicación de las variables presentamos a continuación un análisis descriptivo y un análisis gráfico de las variables.

2.1 – Variables de estudio: análisis descriptivo

Para hacer el análisis descriptivo de las variables hacemos una distinción entre variables explicativas para la educación como son el tamaño de clase, el número de horas, la ratio alumno/profesor o el número de profesores, y variables con carácter económico para explicar la educación como son el salario de los profesores, el gasto por alumno o el PIB per cápita de los países.

- **Tamaño de clase (TAMC):** esta variable indica el tamaño medio de la clase en los diferentes países, es decir, el número de alumnos medio en cada clase para el nivel educativo de primaria para cada país seleccionado. Los datos son del año 2011, sacados de la base de datos de Eurostat. Es nuestra variable más importante en la que queremos centrar el estudio.

Datos

Media: 21,25

Mediana: 20,50

Varianza: 12,21

Desviación típica: 3,49

Máximo: 28,10 (Chile)

Mínimo: 15,20 (Rusia)

- **Número de horas (NHORAS):** la variable número de horas mide el número total de horas anuales lectivas y tiempo de enseñanza y preparación de las clases del nivel educativo de primaria en cada país. Estos datos pertenecen al año 2011, obtenidos de la OCDE.

Media: 802,78

Mediana: 804

Varianza: 22.960,67

Desviación típica: 151,53

Máximo: 1224 (Indonesia)

Mínimo: 561 (Rusia)

- **Numero profesores (NPROF):** la variable número de profesores nos indica el número total de profesores y de personal docente para el nivel educativo de primaria en las escuelas de los países seleccionados para la muestra. Los datos son del año 2011 obtenidos de la base de datos de la OCDE.

Media: 203.485,85

Mediana: 64.929

Varianza: 103.158.658.175,45

Desviación típica: 321.183,21

Máximo: 1.710.276,01 (Estados Unidos)

Mínimo: 2.882,00 (Islandia)

- **Número de alumnos (NALU):** la variable llamada número de alumnos, recoge el número de alumnos total matriculados en el nivel educativo de primaria para los países de la muestra. Son datos sacados de la base de datos de Eurostat para el año 2011.

Media: 3.514.974,67

Mediana: 821.300

Varianza: 30.921.101.175.924,60

Desviación típica: 5.560.674, 52

Máximo: 24.431.662 (Estados Unidos)

Capítulo 2

Mínimo: 29.432 (Islandia)

- **Ratio alumno/profesor (RAP):** esta variable mide la relación entre alumnos y profesores, el número de alumnos por cada profesor en los diferentes países para el nivel educativo de primaria. Los datos corresponden al año 2011, obtenidos de la base de datos del Banco Mundial y del INE.

Media: 14,38

Mediana: 13,2

Varianza: 18,88

Desviación típica: 4,34

Máximo: 28,10 (México)

Mínimo: 9,00 (Luxemburgo)

- **Salario profesores (SAPROF):** la variable salario de profesores indica el salario bruto medio del personal docente del nivel educativo de primaria con 15 años de experiencia. Son salarios anuales medidos en dólares, para el año 2011 sacados de la página de la OCDE.

Media: 36.506

Mediana: 35.115

Varianza: 345.052.545,26

Desviación típica: 18.576

Máximo: 98.788,44 (Luxemburgo)

Mínimo: 1.974,00 (Indonesia)

- **Gasto por alumno (GEDU):** esta variable mide el gasto medio por alumno de cada país, gasto en educación para el nivel educativo de primaria, medido en dólares por alumno. Datos del año 2011 obtenidos de la base de datos de la OCDE.

Media: 8.242

Mediana: 8.867,30

Varianza: 13.834.501,52

Desviación típica: 3.719,50

Máximo: 19.599,70 (Luxemburgo)

Mínimo: 560,10 (Indonesia)

- **PIB:** la variable PIB mide el PIB per cápita de los países de la muestra en dólares y a precios actuales. Los datos obtenidos son del año 2011, sacados de la base de datos del Banco Mundial.

Media: 39.224,23

Datos

Mediana: 38.367,32

Varianza: 625.986.617,05

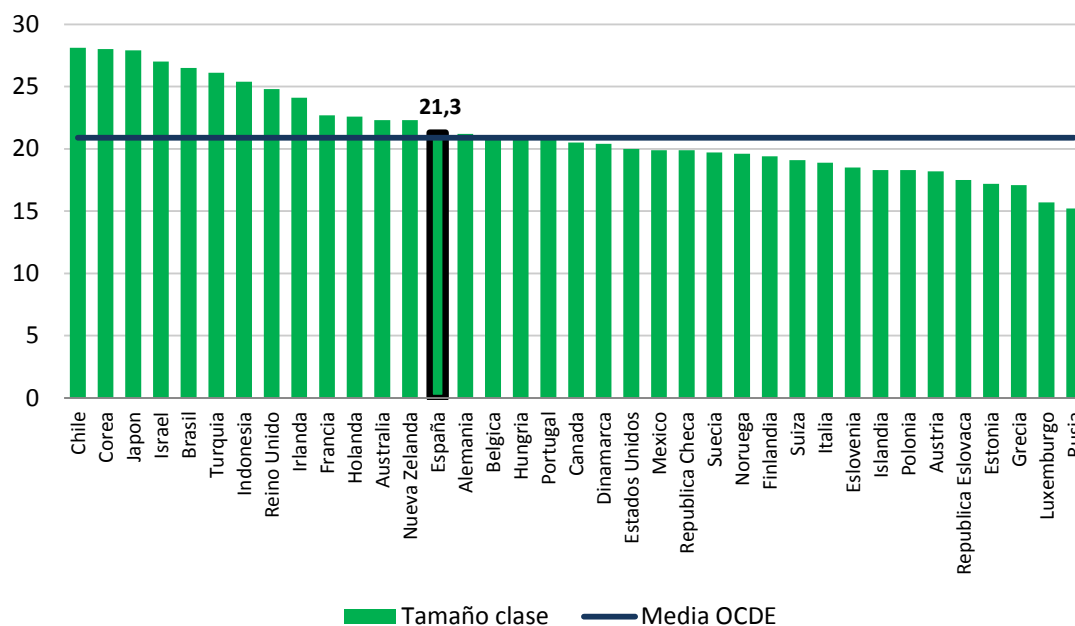
Desviación típica: 25.019,72

Máximo: 113.738,72 (Luxemburgo)

Mínimo: 3.469,75 (Indonesia)

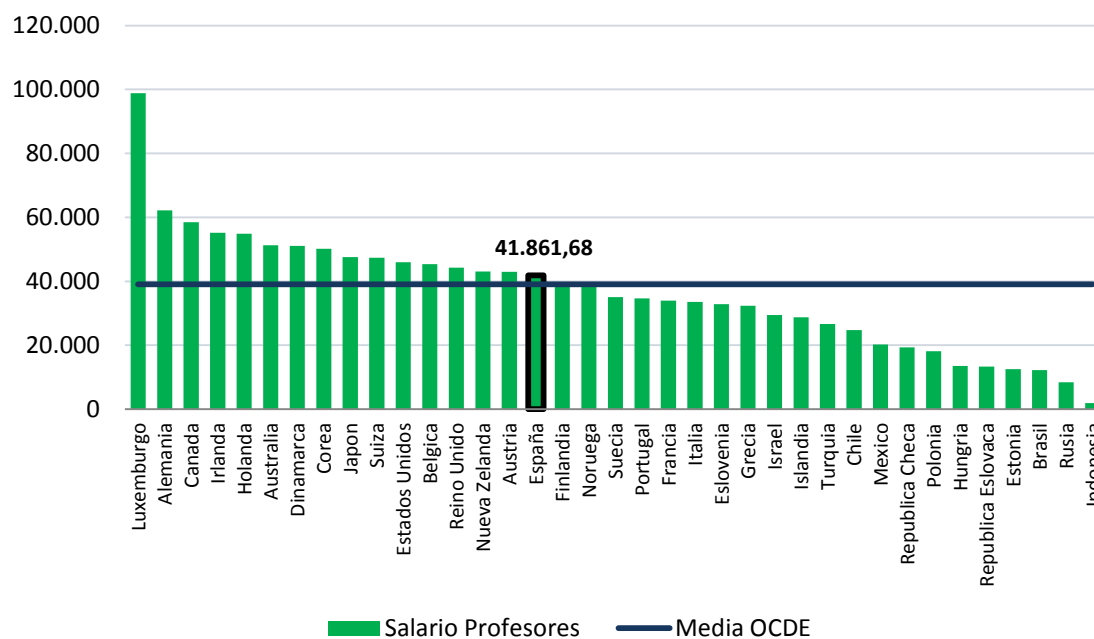
2.2 – Comparación gráfica de las principales variables del estudio

Gráfico 2.1 – Tamaño medio de las clases por países



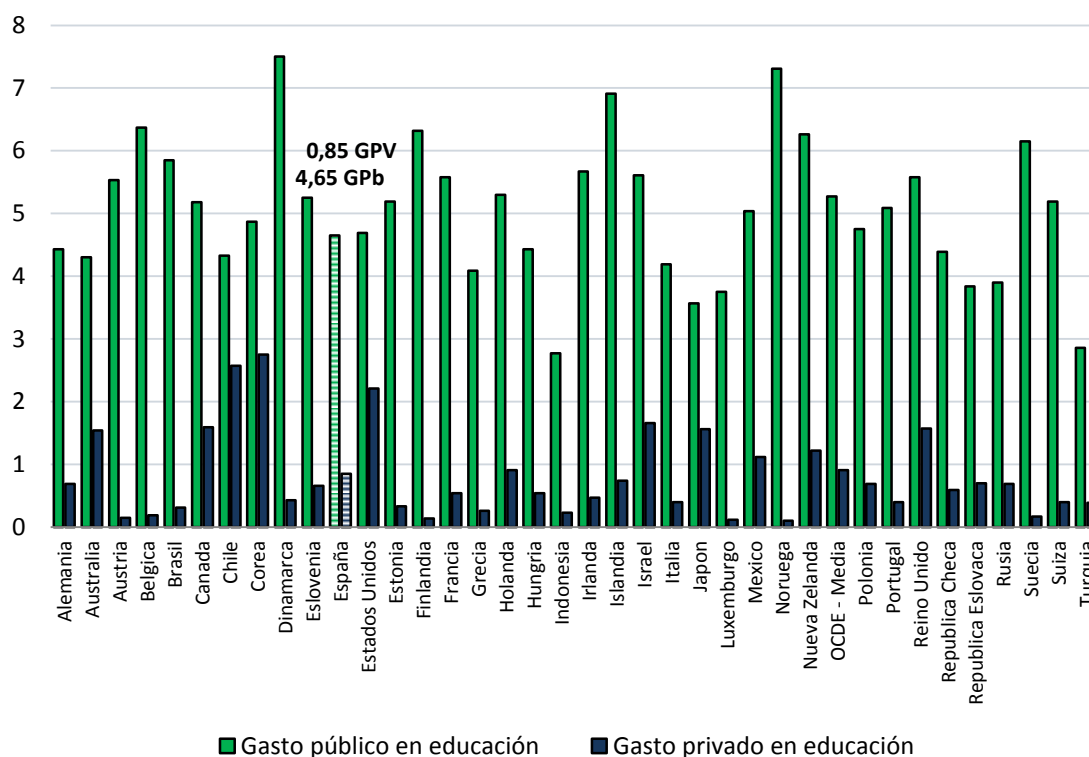
En el Gráfico 2.1 se muestra el tamaño medio de la clase en los diferentes países de la muestra. Las clases más grandes se encuentran en Chile con un número de 28 alumnos por clase, y las más pequeñas en Rusia con 15 alumnos por aula. En España tenemos un tamaño medio de clase de 21 alumnos. Vemos que Japón y Corea tienen también los valores más altos, superando los 25 alumnos por clase. Los países de la Europa occidental son los que tienen las clases más pequeñas. La mayoría de los demás países se mantienen en un rango de entre los 15 y 20 alumnos por clase.

Gráfico 2.2 – Salario medio de los profesores de primaria por países



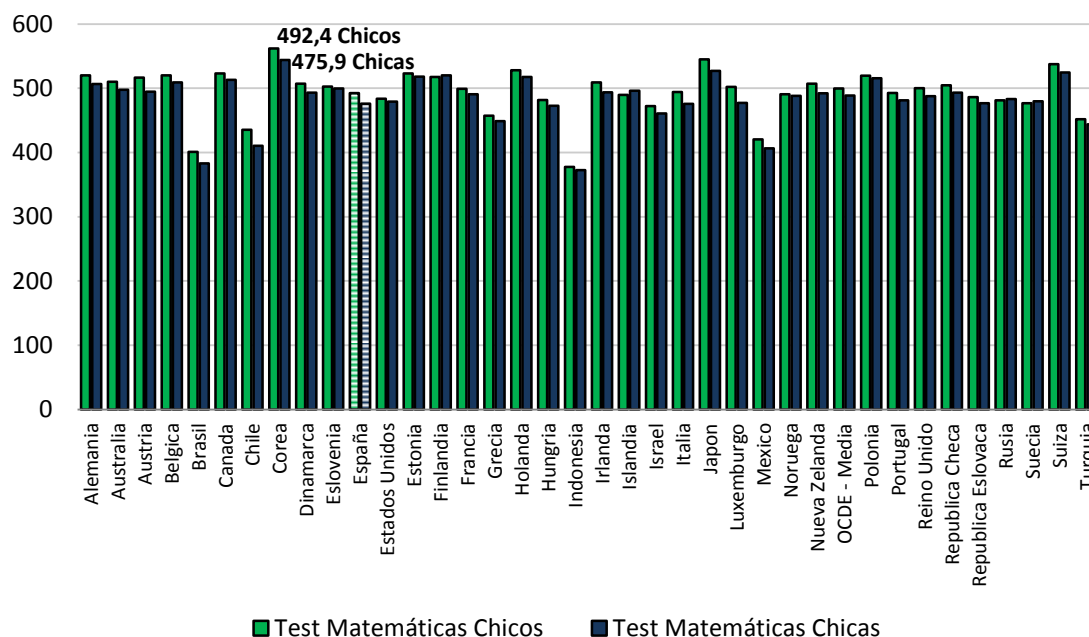
En el Gráfico 2.2 se muestra los salarios medios de los profesores del nivel educativo de primaria para los países seleccionados (en dólares). Los salarios están ordenados de forma descendente, el salario más elevado se encuentra en Luxemburgo con un salario de 98.788,44 dólares anuales, mientras que el salario más bajo corresponde a Indonesia con 1.974 dólares anuales. En España el salario medio anual es de 41.861,68 dólares, por encima de países como Finlandia, Noruega o Suecia. Hay mucha diferencia entre el salario de Luxemburgo y el salario de Alemania que es el segundo país con el salario más elevado.

Gráfico 2.3 – Gasto público y gasto privado en educación respecto al PIB por países



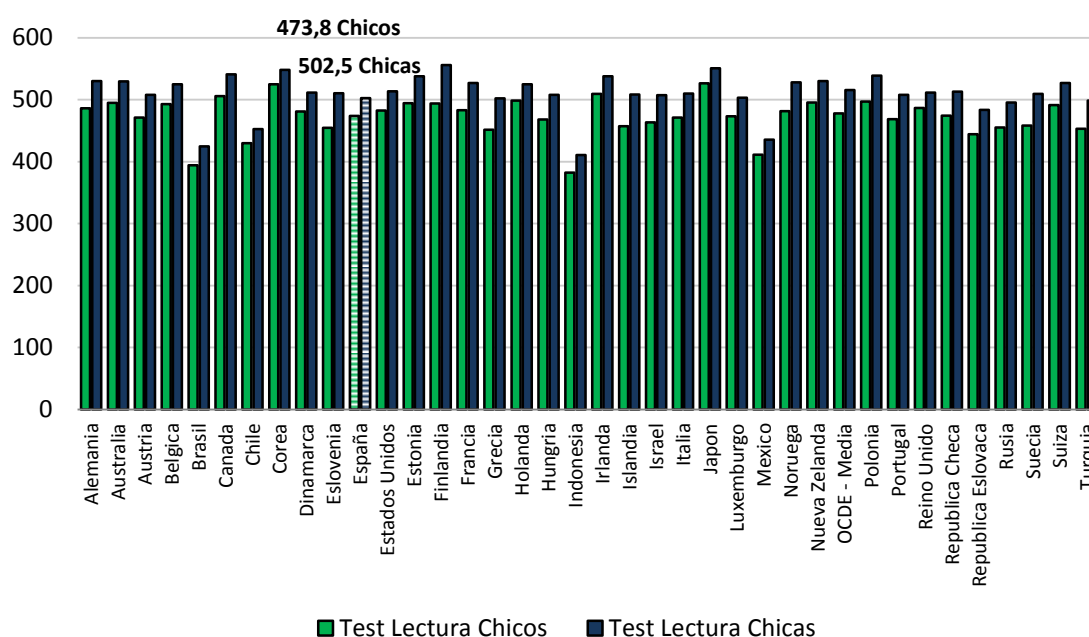
En el Gráfico 2.3 se refleja una comparación entre el porcentaje del gasto público y el porcentaje del gasto privado respecto al PIB, en educación en los diferentes países de la muestra (Porcentaje del PIB de cada país que se destina al gasto público en educación y al gasto privado en educación, con datos de 2011). Apreciamos que en países como Indonesia, Grecia, Luxemburgo o Noruega, entre otros, hay muy poca aportación de gasto privado para la educación, son países que apuestan más por la aportación del estado con el gasto público. España tiene un porcentaje de gasto privado de casi un 1% (0,85%) y casi un 5% de gasto público para la educación (4,65%).

Gráfico 2.4 – Puntuaciones del test de matemáticas según país y sexo



En el Gráfico 2.4 se refleja la puntuación de los test de matemáticas, muestra las diferentes calificaciones obtenidas por los alumnos de primaria para el informe PISA en los países participantes, haciendo una comparación entre chicos y chicas. Datos de 2012. No apreciamos casi diferencia entre las calificaciones de chicos y de chicas, pero observamos que países como Brasil, Indonesia o México tienen niveles muy bajos en la materia de matemáticas. Mientras que los países con el nivel más alto en matemáticas son Japón, Corea y Suiza. En la mayoría de países los chicos están un poco por encima de las chicas.

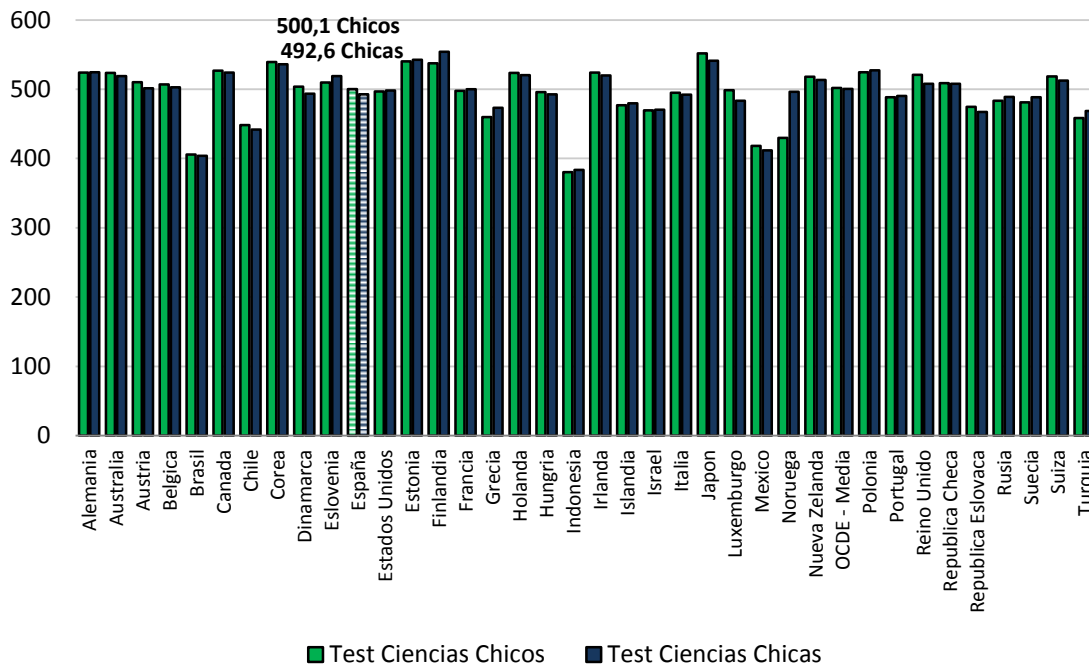
Gráfico 2.5 – Puntuaciones en el test de lectura según país y sexo



Datos

En el Gráfico 2.5 se indican las puntuaciones de los test de lectura, obtenidas en el informe PISA, diferenciando entre chicos y chicas, para los países participantes en el informe. Los datos son del año 2012. En este gráfico se observa que hay diferencia en las puntuaciones obtenidas, en todos los países las chicas consiguen mejores puntuaciones en lectura que los chicos.

Gráfico 2.6 – Puntuación en los test de ciencias según país y sexo



En el Gráfico 2.6 se muestran las diferentes puntuaciones obtenidas en los test de ciencias del informe PISA, para los países que participan en dicho informe, haciendo una distinción entre chicos y chicas. Datos del año 2012. Las puntuaciones obtenidas por los chicos son prácticamente idénticas a las obtenidas por las chicas, pero en la mayoría de los países los chicos parecen estar un poco por encima menos en algún país como Finlandia o Grecia que las chicas están algo por encima, igual que ocurre con los test de matemáticas.

Capítulo 3

Metodología

3 - Metodología

3.1 – Metodología del estudio

Hemos realizado una base de datos en Excel para luego poderla importar al programa utilizado, la base de datos está compuesta por 18 variables y por 37 países que son: Alemania, Australia, Austria, Bélgica, Brasil, Canadá, Chile, Corea, Dinamarca, Eslovenia, España, Estados Unidos, Estonia, Finlandia, Francia, Grecia, Holanda, Hungría, Indonesia, Irlanda, Islandia, Israel, Italia, Japón, Luxemburgo, México, Noruega, Nueva Zelanda, Polonia, Portugal, Reino Unido, República Checa, República Eslovaca, Rusia, Suecia, Suiza, Turquía.

El software que hemos utilizado para el análisis econométrico del trabajo es el programa Gretl, programa fácil de usar y cómodo a la hora de ver los resultados de los modelos.

Gretl es un software econométrico de distribución libre. Tiene una interfaz gráfica y puede interactuar con R-project (el cual es un software estadístico de distribución libre muy utilizado). Gretl incluye la posibilidad de producir salidas en LaTeX, y también permite importar archivos de diversos formatos como CSV (coma separated values), Excel, EViews, entre otros.

<http://gretl.sourceforge.net/>

Para poder importar la base de datos al software Gretl hemos tenido que asignar un nombre acortado a las variables, la correspondencia se encuentra en la tabla 3.1, las variables dependientes están remarcadas y son las seis primeras.

Una vez importada la base de datos al software Gretl, vamos probando modelos econométricos con las distintas variables de las que disponemos para ver los resultados y llegar a unas conclusiones para el estudio.

El análisis econométrico tiene como objetivo explicar una variable en función de otras. Esto implica que el punto inicial para el análisis econométrico es el modelo económico y este se transformará en modelo econométrico cuando se han añadido las especificaciones necesarias para su aplicación empírica.

El análisis de regresión realiza un estudio de la dependencia de un fenómeno económico respecto de una o varias variables explicativas (dependientes), con el objetivo de examinar o cuantificar la media o valor promedio poblacional de la variable dependiente con relación a una o más variables llamadas independientes, a partir de un conjunto de valores conocidos o fijos de estas. Es decir, se coge una o varias variables dependientes y se estudia en función de una o varias variables independientes, en nuestro caso, por ejemplo, analizamos la puntuación en los test de matemáticas en función de variables como el número de alumnos, gasto por alumno, o número de horas, entre otras.

La variable dependiente es aleatoria o estocástica: su valor depende de una distribución de probabilidades.

Las variables independientes tienen valores fijos en muestras repetidas.

Para iniciar el estudio de los modelos econométricos disponemos de seis variables dependientes, que son las puntuaciones en los test de matemáticas, lectura y ciencias, para chicos y para chicas, y de doce variables independientes como son el número de alumnos, el gasto en educación, el número de horas o el tamaño de clase, entre otras.

Para formar los modelos cogemos una de las variables dependientes y todas las variables independientes. Con cada modelo analizamos las β de las variables que nos indicarán el valor de los coeficientes del modelo, nos centramos en aquellas variables que sean significativas, ya que serán las mejores variables para cada modelo.

Analizamos el R^2 , el R^2 ajustado de cada modelo que vamos haciendo para así comprar los modelos entre sí, y la significación individual de las variables para ver cuales no son significativas y por tanto tienen menos interés en nuestros modelos.

Para conseguir el mejor modelo para cada variable dependiente eliminamos la variable menos significativa y comparamos los R^2 ajustados de los modelos, siempre y cuando el R^2 ajustado esté creciendo en los modelos, en el momento en el que se reduzca nos quedaremos con el modelo anterior.

Con los modelos finales analizamos si hay problemas de multicolinealidad y de heterocedasticidad antes de compararlos entre ellos.

Tabla 3.1 – Nombres de las variables utilizadas en el estudio

Nombre variable	Descripción variable
TMATX	Test Matemáticas chicos
TMATY	Test Matemáticas chicas
TLECX	Test Lectura chicos
TLECY	Test Lectura chicas
TCICX	Test Ciencias chicos
TCICY	Test Ciencias chicas
NALU	Número de alumnos
GEDU	Gasto en educación
GPBEDU	Gasto Público en educación % del PIB
GPVEDU	Gasto Privado en educación % del PIB
NHORAS	Número de horas lectivas
NPROF	Número de profesores
TAMC	Tamaño medio de clase
SAPROF	Salario de profesores
RAP	Ratio alumno/profesor
PIB	PIB per cápita
UE	Países UE
UE15	Países UE15

Capítulo 4

Resultados

4 – Resultados

4.1- Modelos estimados para el test de matemáticas

Primero vamos a analizar la puntuación en el test de matemáticas, tanto para los chicos como para las chicas. Para ello creamos dos modelos distintos, uno con la variable dependiente T_{MATX} que será la puntuación de los chicos y otro con la variable dependiente T_{MATY} para las chicas. En ambos modelos incluimos todas las variables independientes que nos parecen más relevantes y lo analizamos.

En este caso empezamos con el test de matemáticas para los chicos:

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 1-37
Variable dependiente: T_{MATX}

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	469,217	44,5329	10,5364	<0,00001	***
NALU	-8,2222e-06	4,8117e-06	-1,7088	0,09988	*
GEDU	0,013156	0,003901	3,3724	0,00243	***
GPB _{EDU}	-0,671513	4,63995	-0,1447	0,88609	
GPV _{EDU}	8,14264	10,9226	0,7455	0,46293	
NHORAS	-0,12557	0,036749	-3,4169	0,00217	***
NPROF	0,000105	7,7688e-05	1,3564	0,18710	
TAMC	1,70166	1,7665	0,9633	0,34462	
SAPROF	9,6585e-05	0,000589	0,1640	0,87107	
RAP	1,83007	1,98302	0,9229	0,36489	
PIB	-0,001103	0,000511	-2,1564	0,04087	**
UE15	-5,78997	12,7289	-0,4549	0,65313	
Media de la vble. dep.	492,9692	D.T. de la vble. dep.		37,89481	
Suma de cuad. residuos	13956,65	D.T. de la regresión		23,62766	
R-cuadrado	0,730028	R-cuadrado corregido		0,611240	
F(11, 25)	6,145640	Valor p (de F)		0,000085	
Log-verosimilitud	-162,2574	Criterio de Akaike		348,5148	
Criterio de Schwarz	367,8458	Crit. de Hannan-Quinn		355,3299	

Para llegar al mejor modelo vamos eliminando las variables menos significativas y comparando los R^2 ajustados de los modelos. Este es nuestro modelo 1, como punto de partida para llegar al mejor modelo vemos que hay muchas variables no significativas. Eliminamos la variable menos significativa, en este caso GPB_{EDU} y volvemos a ver el modelo.

En nuestro modelo 2 el R^2 ajustado aumenta de 0,6112 a 0,6258 pero ocurre lo mismo que en el modelo 1 y hay muchas variables no significativas, en este caso eliminamos la variable SAPROF que es la menos significativa.

En el modelo 3 el R^2 ajustado aumenta hasta 0,6386 por lo que es un mejor modelo que el anterior pero sigue habiendo variables no significativas. Eliminamos la variable UE15.

Al analizar el modelo 4 vemos que el R^2 ajustado sigue aumentando, ahora vale 0,6485 pero sigue habiendo muchas variables no significativas, por lo tanto eliminamos la variable RAP.

En el modelo 5 el R^2 ajustado apenas aumenta, llega hasta 0,648675 pero aun así es mejor modelo que el anterior y es el modelo con el que nos quedamos porque haciendo otro modelo 6 eliminando la variable menos significativa, en este caso NPROF, comparamos los R^2 ajustados y vemos que baja de 0,648675 a 0,648654.

En este modelo 5, con el que nos quedamos, vemos que las variables NALU, NPROF y TAMC no son significativas, pero es mejor modelo que si elimináramos alguna de estas variables.

Modelo 5: MCO, usando las observaciones 1-37
Variable dependiente: TMATX

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	480,777	35,5156	13,5371	<0,00001	***
NALU	-4,56505e-06	2,885e-06	-1,5823	0,12442	
GEDU	0,012634	0,003087	4,0927	0,00031	***
GPVEDU	14,4896	7,54721	1,9199	0,06476	*
NHORAS	-0,113709	0,030611	-3,7146	0,00086	***
NPROF	5,0391e-05	5,0346e-05	1,0009	0,32516	
TAMC	1,64234	1,54549	1,0627	0,29670	
PIB	-0,0010575	0,0004354	-2,4285	0,02159	**
Media de la vble. dep.	492,9692	D.T. de la vble. dep.	37,89481		
Suma de cuad. residuos	14630,75	D.T. de la regresión	22,46127		
R-cuadrado	0,716988	R-cuadrado corregido	0,648675		
F(7, 29)	10,49559	Valor p (de F)	1,67e-06		
Log-verosimilitud	-163,1300	Criterio de Akaike	342,2601		
Criterio de Schwarz	355,1474	Crit. de Hannan-Quinn	346,8035		

Modelo 5:

$$TMATX_i = \beta_0 + \beta_1 NALU_i + \beta_2 GEDU_i + \beta_3 GPVEDU_i + \beta_4 NHORAS_i + \beta_5 NPROF_i + \beta_6 TAMC_i + \beta_7 PIB_i + \epsilon_i$$

En la siguiente tabla 4.1 se muestra una comparativa de los diferentes modelos analizados hasta llegar a nuestro modelo. Se analiza la significación de las variables independientes.

Tabla 4.1 – Resultados de la estimación de la puntuación en el test de matemáticas para los chicos

TMATX	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Constante	469,21***	466,73***	464,66***	468,25***	480,77***	474,19***
NALU	-8,22e-06*	-8,30e-06*	-8,25e-06*	-8,02e-06*	-4,56e-06	-1,77e-06**
GEDU	0,0131***	0,0130***	0,0133***	0,0127***	0,0126***	0,0132***
GPBEDU	-0,6715					

Resultados

GPVEDU	8,1426	7,7723	8,8437	10,8952	14,4896*	16,1978**
NHORAS	-0,125***	-0,124***	-0,125***	-0,126***	-0,113***	-0,104***
NPROF	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	5,039e-05	
TAMC	1,7016	1,6466	1,7455	1,5444	1,6423	1,3585
SAPROF	9,658e-05	0,0001				
RAP	1,8300	1,8317	1,8689	1,8740		
PIB	-0,0011**	-0,0011**	-0,0010**	-0,0010**	-0,0010**	-0,0010**
UE15	-5,7899	-6,4234	-4,7576			
R²ajustado	0,6112	0,6258	0,6386	0,6485	0,648675	0,648654

Nota: *si la variable es significativa al 10%.
 **si la variable es significativa al 5%.
 ***si la variable es significativa al 1%.

En el caso de las chicas el modelo con el que empezamos nuestro análisis sería el siguiente:

Modelo 7: MCO, usando las observaciones 1-37
 Variable dependiente: TMatY

	<i>Coficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	480,629	47,2354	10,1752	<0,00001	***
NALU	-9,9273e-06	5,1037e-06	-1,9451	0,06309	*
GEDU	0,012106	0,00413	2,9255	0,00722	***
GPBEDU	1,15593	4,92153	0,2349	0,81622	
GPVEDU	7,19628	11,5855	0,6211	0,54013	
NHORAS	-0,13904	0,03897	-3,5672	0,00149	***
NPROF	0,000137	8,2402e-05	1,6724	0,10691	
TAMC	1,20121	1,8737	0,6411	0,52730	
SAPROF	-7,4736e-05	0,000624	-0,1196	0,90574	
RAP	1,85843	2,10336	0,8836	0,38535	
PIB	-0,000961	0,000542	-1,7704	0,08885	*
UE15	-7,40322	13,5013	-0,5483	0,58833	
Media de la vble. dep.	482,4160	D.T. de la vble. dep.		38,16995	
Suma de cuad. residuos	15702,00	D.T. de la regresión		25,06152	
R-cuadrado	0,700629	R-cuadrado corregido		0,568906	
F(11, 25)	5,318954	Valor p (de F)		0,000263	
Log-verosimilitud	-164,4373	Criterio de Akaike		352,8746	
Criterio de Schwarz	372,2056	Crit. de Hannan-Quinn		359,6897	

Este modelo 7 tiene muchas variables no significativas y un R² ajustado con un valor de 0,5689, para buscar el mejor modelo para esta variable dependiente eliminamos la variable independiente menos significativa y volvemos a analizar el modelo. En este caso eliminamos la variable SAPROF.

Capítulo 4

El nuevo modelo 8 sigue teniendo muchas variables no significativas, pero su R^2 ajustado sube hasta 0,5852. Eliminamos la variable GPBEDU por ser la menos significativa y volvemos a analizar.

El siguiente modelo, modelo 9 todavía tiene varias variables no significativas, aunque el R^2 ajustado sigue subiendo con un valor de 0,5988. En este caso eliminamos la variable GPVEDU y analizamos.

El modelo 10 sigue teniendo alguna variable no significativa como son NPROF, TAMC, RAP y la ficticia UE15. Su R^2 ajustado aumenta hasta 0,6067. Probamos a eliminar la variable menos significativa y volvemos a analizar.

En este caso el modelo 11 tiene un R^2 ajustado más bajo que el modelo 10, pasa a tener un valor de 0,6011.

Por tanto el modelo con el que nos quedamos de la puntuación de las chicas en el test de matemáticas es el modelo 10:

Modelo 10: MCO, usando las observaciones 1-37
Variable dependiente: TMATY

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	472,328	34,4983	13,6913	<0,00001	***
NALU	-1,1194e-05	4,3929e-06	-2,5483	0,01660	**
GEDU	0,0130086	0,00322	4,0335	0,00038	***
NHORAS	-0,14194	0,035171	-4,0357	0,00038	***
NPROF	0,000159	6,9611e-05	2,2882	0,02988	**
TAMC	1,76123	1,48161	1,1887	0,24453	
RAP	2,33206	1,85103	1,2599	0,21812	
PIB	-0,001088	0,000453	-2,4035	0,02311	**
UE15	-11,1897	9,25382	-1,2092	0,23670	
Media de la vble. dep.	482,4160	D.T. de la vble. dep.	38,16995		
Suma de cuad. residuos	16040,51	D.T. de la regresión	23,93482		
R-cuadrado	0,694175	R-cuadrado corregido	0,606797		
F(8, 28)	7,944463	Valor p (de F)	0,000016		
Log-verosimilitud	-164,8319	Criterio de Akaike	347,6638		
Criterio de Schwarz	362,1620	Crit. de Hannan-Quinn	352,7751		

Modelo 10:

$$TMATY_i = \beta_0 + \beta_1 NALU_i + \beta_2 GEDU_i + \beta_3 NHORAS_i + \beta_4 NPROF_i + \beta_5 TAMC_i + \beta_6 RAP_i + \beta_7 PIB_i + \beta_8 UE15_i + \epsilon_i$$

Tabla 4.2 – Resultados de la estimación de la puntuación en el test de matemáticas para las chicas

TMATY	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9	Modelo 10	Modelo 11
Constante	480,62***	480,42***	487,08***	472,32***	493,82***
NALU	-9,92e-06*	-9,98e-06*	-9,83e-06*	-1,11e-05**	-1,21e-05***
GEDU	0,0121***	0,0118***	0,0119***	0,0130***	0,0120***

Resultados

GPBEDI	1,1559	1,4426			
GPVEDU	7,1962	6,5958	6,6994		
NHORAS	-0,1390***	-0,1377***	-0,1396***	-0,0001***	-0,1287***
NPROF	0,0001	0,0001*	0,0001*	0,0001**	0,0001**
TAMC	1,2012	1,1368	1,1911	1,7612	
SAPROF	-7,473e-05				
RAP	1,8584	1,8438	1,8161	2,3320	3,0266*
PIB	-0,0009*	-0,0009*	-0,0009*	-0,0010**	-0,0009**
UE15	-7,4032	-8,3613	-8,0762	-11,1897	-10,7095
R²ajustado	0,5689	0,5852	0,5988	0,6067	0,6011

Nota: *si la variable es significativa al 10%.

**si la variable es significativa al 5%.

***si la variable es significativa al 1%.

4.2 – Modelos estimados para el test de lectura

Ahora pasamos a analizar la puntuación en los test de lectura, tanto para los chicos como para las chicas. Empezamos analizando los modelos de la puntuación de los chicos:

Modelo 12: MCO, usando las observaciones 1-37
Variable dependiente: TLECX

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	440,2	42,1295	10,4487	<0,00001	***
NALU	-7,4178e-06	4,5520e-06	-1,6295	0,11573	
GEDU	0,007022	0,00369	1,9026	0,06867	*
GPBEDI	0,320538	4,38953	0,0730	0,94237	
GPVEDU	8,56685	10,3331	0,8291	0,41491	
NHORAS	-0,106032	0,034765	-3,0499	0,00535	***
NPROF	0,000110	7,3495e-05	1,5011	0,14584	
TAMC	2,48405	1,67116	1,4864	0,14967	
SAPROF	0,000257	0,000557	0,4610	0,64875	
RAP	0,929833	1,87599	0,4956	0,62447	
PIB	-0,00051	0,000484	-1,0605	0,29904	
UE15	-2,24561	12,0419	-0,1865	0,85357	
Media de la vble. dep.	472,3745	D.T. de la vble. dep.		31,40340	
Suma de cuad. residuos	12490,82	D.T. de la regresión		22,35247	
R-cuadrado	0,648168	R-cuadrado corregido		0,493362	
F(11, 25)	4,186972	Valor p (de F)		0,001454	
Log-verosimilitud	-160,2046	Criterio de Akaike		344,4092	
Criterio de Schwarz	363,7402	Crit. de Hannan-Quinn		351,2243	

Este primer modelo tiene muchas variables no significativas, por lo tanto, como hemos hecho antes eliminamos la variable menos significativa y volvemos a analizar el nuevo modelo. Eliminamos la variable GPBEDI y obtenemos un nuevo modelo en el que el R^2 ajustado sube a 0,5127 pero seguimos teniendo muchas variables no significativas por lo que seguimos los pasos anteriores y eliminamos la variable UE15.

En el nuevo modelo 14 el R^2 ajustado aumenta hasta 0,5302 pero sigue habiendo demasiadas variables no significativas por lo que eliminamos la variable SAPROF.

El modelo 15 todavía tiene variables no significativas y el R^2 ajustado sigue aumentando hasta un valor de 0,5430. Eliminamos la variable RAP y volvemos a analizar. Obtenemos el modelo 16 con un R^2 ajustado de 0,5539 y con pocas variables no significativas, eliminamos la variable PIB para ver si hay un modelo mejor y tenemos el modelo 17 en el cual el R^2 ajustado baja a un valor de 0,5481. Por lo tanto el modelo con el que nos quedamos es el modelo 16:

Modelo 16:

$$TLECX_i = \beta_0 + \beta_1 NALU_i + \beta_2 GEDU_i + \beta_3 GPVEDU_i + \beta_4 NHORAS_i + \beta_5 NPROF_i + \beta_6 TAMC_i + \beta_7 PIB_i + \epsilon_i$$

Modelo 16: MCO, usando las observaciones 1-37

Variable dependiente: TLECX

	<i>Coficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	443,773	33,1633	13,3815	<0,00001	***
NALU	-5,5013e-06	2,6939e-06	-2,0421	0,05032	*
GEDU	0,00777	0,00288	2,6981	0,01150	**
GPVEDU	12,0901	7,04734	1,7155	0,09691	*
NHORAS	-0,10283	0,02858	-3,5975	0,00118	***
NPROF	8,1137e-05	4,7011e-05	1,7259	0,09501	*
TAMC	2,7707	1,44313	1,9199	0,06475	*
PIB	-0,000478	0,000406	-1,1779	0,24842	
Media de la vble. dep.	472,3745	D.T. de la vble. dep.	31,40340		
Suma de cuad. residuos	12756,88	D.T. de la regresión	20,97361		
R-cuadrado	0,640674	R-cuadrado corregido	0,553940		
F(7, 29)	7,386663	Valor p (de F)	0,000041		
Log-verosimilitud	-160,5945	Criterio de Akaike	337,1891		
Criterio de Schwarz	350,0764	Crit. de Hannan-Quinn	341,7325		

Tabla 4.3 – Resultados de la estimación de la puntuación en el test de lectura para los chicos

TLECX	Modelo 12	Modelo 13	Modelo 14	Modelo 15	Modelo 16	Modelo 17
Constante	440,20***	441,38***	441,80***	437,14***	443,77***	459,48***
NALU	-7,41e-06	-7,37e-06	-7,29e-06	-7,33e-06*	-5,50e-06*	-5,72e-06**

Resultados

GEDU	0,0070*	0,0070*	0,0070**	0,0078**	0,0077**	0,0046***
GPBEDI	0,3205					
GPVEDU	8,5668	8,7436	9,6925	10,1879	12,0901*	14,9995**
NHORAS	-0,106***	-0,106***	-0,107***	-0,109***	-0,102***	-0,104***
NPROF	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	8,11e-05*	8,44e-05*
TAMC	2,4840	2,5103	2,4813	2,7188*	2,7707*	2,3295
SAPROF	0,0002	0,0002	0,0001			
RAP	0,9298	0,9290	0,9422	0,9917		
PIB	-0,0005	-0,0005	-0,0004	-0,0004	-0,0004	
UE15	-2,2456	-1,9432				
R²ajustado	0,4933	0,5127	0,5302	0,5430	0,5539	0,5481

Nota: *si la variable es significativa al 10%.
 **si la variable es significativa al 5%.
 ***si la variable es significativa al 1%.

Ahora pasamos a analizar la puntuación en el test de lectura de las chicas con el mismo procedimiento que en los modelos anteriores. El primer modelo con todas las variables es el siguiente:

Modelo 18: MCO, usando las observaciones 1-37
 Variable dependiente: TLECY

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	508,917	41,7334	12,1945	<0,00001	***
NALU	-1,0871e-05	4,5092e-06	-2,4108	0,02360	**
GEDU	0,006459	0,003656	1,7668	0,08947	*
GPBEDI	1,46644	4,34826	0,3372	0,73875	
GPVEDU	3,36454	10,236	0,3287	0,74512	
NHORAS	-0,1395	0,034439	-4,0506	0,00043	***
NPROF	0,0001651	7,2804e-05	2,2669	0,03231	**
TAMC	2,20913	1,65545	1,3345	0,19408	
SAPROF	0,0001513	0,0005519	0,2741	0,78625	
RAP	1,42566	1,85835	0,7672	0,45017	
PIB	-0,0004415	0,0004794	-0,9208	0,36593	
UE15	-4,27808	11,9287	-0,3586	0,72288	
Media de la vble. dep.	509,5893	D.T. de la vble. dep.		32,64783	
Suma de cuad. residuos	12257,06	D.T. de la regresión		22,14232	
R-cuadrado	0,680571	R-cuadrado corregido		0,540022	
F(11, 25)	4,842232	Valor p (de F)		0,000527	
Log-verosimilitud	-159,8551	Criterio de Akaike		343,7102	
Criterio de Schwarz	363,0412	Crit. de Hannan-Quinn		350,5253	

Este primer modelo 18 tiene muchas variables no significativas y un R^2 ajustado muy bajo, para llegar al mejor modelo vamos eliminando la variable menos significativa y analizando los nuevos modelos comparando siempre el R^2 ajustado. En este caso nos quedamos con el modelo 22 ya que en el modelo 23 el R^2 ajustado disminuye.

El modelo con el que nos quedamos es el modelo 22, es el modelo con mejor R^2 ajustado y casi todas sus variables son significativas.

Modelo 22: MCO, usando las observaciones 1-37

Variable dependiente: TLECY

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	502,145	29,9432	16,7699	<0,00001	***
NALU	-1,1812e-05	3,8012e-06	-3,1076	0,00420	***
GEDU	0,007283	0,002721	2,6764	0,01211	**
NHORAS	-0,146253	0,030487	-4,7972	0,00004	***
NPROF	0,0001814	6,0066e-05	3,0203	0,00523	***
TAMC	2,73763	1,28752	2,1263	0,04212	**
RAP	1,98114	1,57265	1,2597	0,21781	
PIB	-0,000439	0,0003891	-1,1309	0,26738	
Media de la vble. dep.	509,5893	D.T. de la vble. dep.	32,64783		
Suma de cuad. residuos	12569,83	D.T. de la regresión	20,81928		
R-cuadrado	0,672419	R-cuadrado corregido	0,593348		
F(7, 29)	8,503972	Valor p (de F)	0,000012		
Log-verosimilitud	-160,3213	Criterio de Akaike	336,6425		
Criterio de Schwarz	349,5299	Crit. de Hannan-Quinn	341,1859		

Modelo 22:

$$TLECY_i = \beta_0 + \beta_1 NALU_i + \beta_2 GEDU_i + \beta_3 NHORAS_i + \beta_4 NPROF_i + \beta_5 TAMC_i + \beta_6 RAP_i + \beta_7 PIB_i + \epsilon_i$$

Tabla 4.4 – Resultados de la estimación de la puntuación en el test de lectura para las chicas

TLECY	Modelo 18	Modelo 19	Modelo 20	Modelo 21	Modelo 22	Modelo 23
Constante	508,91***	509,33***	513,43***	515,06***	502,14***	510,63***
NALU	-1,08e-05**	-1,07e-05**	-1,06e-05**	-1,05e-05**	-1,18e-05***	-1,29e-05***
GEDU	0,0064*	0,0068**	0,0069**	0,0066**	0,0072**	0,0045***
GPBEDU	1,4664	0,8859				
GPVEDU	3,3645	4,5801	4,6437	5,5764		
NHORAS	-0,139***	-0,142***	-0,143***	-0,143***	-0,146***	-0,150***
NPROF	0,0001**	0,0001**	0,0001**	0,0001**	0,0001***	0,0001***

Resultados

TAMC	2,2091	2,3393	2,3726	2,2812	2,7376**	2,5005*
SAPROF	0,0001					
RAP	1,4256	1,4552	1,4382	1,4405	1,9811	2,4017
PIB	-0,0004	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0004	
UE15	-4,2780	-2,3383	-2,1632			
R²ajustado	0,5400	0,5563	0,5718	0,5863	0,5933	0,5895

Nota: *si la variable es significativa al 10%.

**si la variable es significativa al 5%.

***si la variable es significativa al 1%.

4.3 – Modelos estimados para el test de ciencias

Por ultimo nos queda analizar los modelos para la puntuación en los test de ciencias de los chicos y chicas del nivel educativo de primaria. Empezamos analizando los modelos de los chicos hasta llegar al mejor modelo.

Modelo 24: MCO, usando las observaciones 1-37
Variable dependiente: TCICX

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	474,143	48,4991	9,7763	<0,00001	***
NALU	-1,1768e-05	5,2403e-06	-2,2457	0,03381	**
GEDU	0,013507	0,004248	3,1791	0,00391	***
GPBEDU	-1,78469	5,05319	-0,3532	0,72691	
GPVEDU	4,78185	11,8954	0,4020	0,69111	
NHORAS	-0,13223	0,040022	-3,3041	0,00288	***
NPROF	0,0001683	8,4607e-05	1,9901	0,05762	*
TAMC	1,65566	1,92382	0,8606	0,39763	
SAPROF	0,0004301	0,0006414	0,6705	0,50870	
RAP	2,75667	2,15963	1,2765	0,21352	
PIB	-0,0016105	0,0005572	-2,8903	0,00785	***
UE15	-1,61042	13,8625	-0,1162	0,90845	
Media de la vble. dep.	493,7797	D.T. de la vble. dep.		38,94756	
Suma de cuad. residuos	16553,37	D.T. de la regresión		25,73198	
R-cuadrado	0,696874	R-cuadrado corregido		0,563498	
F(11, 25)	5,224904	Valor p (de F)		0,000301	
Log-verosimilitud	-165,4141	Criterio de Akaike		354,8282	
Criterio de Schwarz	374,1593	Crit. de Hannan-Quinn		361,6433	

Para llegar al modelo 27, que es el modelo con el que nos quedamos, hemos seguido los mismos pasos que en los modelos anteriores. Primero hacemos el modelo 18 con todas las variables explicativas disponibles y vamos eliminando la variable menos significativa de cada modelo y comparando sus R² ajustado. El modelo con el que nos quedamos es el último en el que el R² ajustado aumenta, es decir, en este modelo si eliminamos la variable menos significativa, el R² ajustado disminuye.

Modelo 27: MCO, usando las observaciones 1-37
Variable dependiente: TCICX

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	456,754	37,8433	12,0696	<0,00001	***
NALU	-1,3037e-05	4,4975e-06	-2,8987	0,00720	***
GEDU	0,013456	0,003804	3,5373	0,00143	***
NHORAS	-0,131907	0,036394	-3,6244	0,00114	***
NPROF	0,0001912	7,1089e-05	2,6902	0,01190	**
TAMC	1,85417	1,65225	1,1222	0,27130	
SAPROF	0,0005007	0,0004533	1,1048	0,27866	
RAP	3,29055	1,86901	1,7606	0,08923	*
PIB	-0,001685	0,0004593	-3,6687	0,00101	***
Media de la vble. dep.	493,7797	D.T. de la vble. dep.	38,94756		
Suma de cuad. residuos	16885,71	D.T. de la regresión	24,55730		
R-cuadrado	0,690788	R-cuadrado corregido	0,602442		
F(8, 28)	7,819096	Valor p (de F)	0,000018		
Log-verosimilitud	-165,7819	Criterio de Akaike	349,5637		
Criterio de Schwarz	364,0620	Crit. de Hannan-Quinn	354,6751		

Modelo 27:

$$TCICX_i = \beta_0 + \beta_1 NALU_i + \beta_2 GEDU_i + \beta_3 NHORAS_i + \beta_4 NPROF_i + \beta_5 TAMC_i + \beta_6 SAPROF_i + \beta_7 RAP_i + \beta_8 PIB_i + \epsilon_i$$

Tabla 4.5 – Resultados de la estimación de la puntuación en el test de ciencias para los chicos

TCICX	Modelo 24	Modelo 25	Modelo 26	Modelo 27	Modelo 28
Constante	474,14***	475,19***	468,26***	456,75***	441,74***
NALU	-1,17e-05**	-1,16e-05**	-1,18e-05**	-1,30e-05***	-1,34e-05***
GEDU	0,0135***	0,0134***	0,0129***	0,0134***	0,0157***
GPBEDU	-1,7846	-1,9865			
GPVEDU	4,7818	5,5865	5,4062		
NHORAS	-0,1322***	-0,1331***	-0,1296***	-0,1319***	-0,1380***
NPROF	0,0001*	0,0001*	0,0001**	0,0001**	0,0001***
TAMC	1,6556	1,6510	1,4604	1,8541	2,5731
SAPROF	0,0004	0,0003	0,0004	0,0005	
RAP	2,7566	2,7658	2,7836	3,2905*	3,5427*
PIB	-0,0016***	-0,0015***	-0,0016***	-0,0016***	-0,0016***
UE15	-1,6104				

Resultados

R²ajustado	0,5634	0,5800	0,55927	0,6024	0,5994
------------------------------	--------	--------	---------	--------	--------

Nota: *si la variable es significativa al 10%.

**si la variable es significativa al 5%.

***si la variable es significativa al 1%.

Para terminar el análisis nos queda analizar los modelos de la puntuación en el test de ciencias para las chicas. El primer modelo con todas las variables es el siguiente:

Modelo 29: MCO, usando las observaciones 1-37

Variable dependiente: TCICY

	<i>Coficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	487,625	46,7309	10,4347	<0,00001	***
NALU	-1,4797e-05	5,0492e-06	-2,9306	0,00713	***
GEDU	0,010355	0,004093	2,5294	0,01810	**
GPBEDI	0,578951	4,86896	0,1189	0,90630	
GPVEDU	1,36476	11,4617	0,1191	0,90617	
NHORAS	-0,158403	0,038563	-4,1076	0,00038	***
NPROF	0,0002215	8,1522e-05	2,7179	0,01176	**
TAMC	1,79827	1,85369	0,9701	0,34129	
SAPROF	0,0001109	0,0006181	0,1794	0,85903	
RAP	3,34323	2,08089	1,6066	0,12069	
PIB	-0,0009442	0,0005369	-1,7587	0,09087	*
UE15	-4,6627	13,3571	-0,3491	0,72995	
Media de la vble. dep.	494,3321	D.T. de la vble. dep.		37,00239	
Suma de cuad. residuos	15368,37	D.T. de la regresión		24,79384	
R-cuadrado	0,688208	R-cuadrado corregido		0,551019	
F(11, 25)	5,016504	Valor p (de F)		0,000407	
Log-verosimilitud	-164,0400	Criterio de Akaike		352,0799	
Criterio de Schwarz	371,4110	Crit. de Hannan-Quinn		358,8950	

Hacemos el mismo proceso que en los modelos anteriores, comparando el R² ajustado de cada modelo y eliminando las variables menos significativas hasta que el R² ajustado descienda.

El modelo con el que nos quedamos es el modelo 33:

Modelo 33: MCO, usando las observaciones 1-37

Variable dependiente: TCICY

	<i>Coficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	482,606	33,2937	14,4954	<0,00001	***
NALU	-1,5361e-05	4,2265e-06	-3,6344	0,00107	***
GEDU	0,010663	0,003025	3,5241	0,00143	***
NHORAS	-0,162657	0,03389	-4,7983	0,00004	***
NPROF	0,0002316	6,6787e-05	3,4686	0,00166	***
TAMC	2,06259	1,43159	1,4408	0,16036	
RAP	3,71936	1,74862	2,1270	0,04205	**
PIB	-0,0009194	0,0004326	-2,1253	0,04220	**
Media de la vble. dep.	494,3321	D.T. de la vble. dep.		37,00239	

Capítulo 4

Suma de cuad. residuos	15540,22	D.T. de la regresión	23,14886
R-cuadrado	0,684721	R-cuadrado corregido	0,608619
F(7, 29)	8,997433	Valor p (de F)	7,19e-06
Log-verosimilitud	-164,2457	Criterio de Akaike	344,4914
Criterio de Schwarz	357,3787	Crit. de Hannan-Quinn	349,0348

Modelo 33:

$$TCICY_i = \beta_0 + \beta_1 NALU_i + \beta_2 GEDU_i + \beta_3 NHORAS_i + \beta_4 NPROF_i + \beta_5 TAMC_i + \beta_6 RAPI + \beta_7 PIB_i + \varepsilon_i$$

Tabla 4.6 – Resultados de la estimación de la puntuación en el test de ciencias para las chicas

TCICY	Modelo 29	Modelo 30	Modelo 31	Modelo 32	Modelo 33	Modelo 34
Constante	487,62***	489,76***	488,64***	483,64***	482,60***	507,96***
NALU	-1,4797e-05***	-1,4724e-05***	-1,4695e-05***	-1,5154e-05***	-1,5361e-05***	-1,6434e-05***
GEDU	0,0103**	0,0104**	0,0106***	0,0110***	0,0106***	0,0096***
GPBEDU	0,5789					
GPVEDU	1,3647	1,6840	2,2668			
NHORAS	-0,1584** *	-0,1596***	-0,1605***	-0,1613***	-0,1626** *	-0,1469** *
NPROF	0,0002**	0,0002***	0,0002***	0,0002***	0,0002***	0,0002***
TAMC	1,7982	1,8456	1,8995	2,0923	2,0659	
SAPROF	0,0001	7,51e-05				
RAP	3,3432	3,3417	3,3619	3,5365*	3,7193**	4,5102**
PIB	-0,0009*	-0,0009*	-0,0009*	-0,0009**	-0,0009**	-0,0008*
UE15	-4,6627	-4,1165	-3,2104	-4,2639		
R²ajustado	0,5510	0,5680	0,5837	0,5978	0,6086	0,5945

Nota: *si la variable es significativa al 10%.
 **si la variable es significativa al 5%.
 ***si la variable es significativa al 1%.

4.4 - Comparativa de los modelos seleccionados

Para comenzar la comparación de los modelos finales que hemos seleccionado vamos a realizar un análisis de los coeficientes y posteriormente compararemos los modelos de las puntuaciones de los test entre sí. En la tabla 4.7 se muestran los modelos estimados.

La principal variable de nuestro estudio es la variable tamaño medio de clase, solo es significativa en los modelos 16 y 22, es decir, para los test de lectura de chicos y de chicas. En todos los modelos los coeficientes son positivos, esto significa que un aumento en el tamaño medio de clase produce un aumento en la puntuación de cualquiera de los test, por ejemplo en el modelo 22 que equivale a la puntuación en los test de lectura para las chicas, el coeficiente estimado β tiene un valor 2,73 es decir que un aumento en el número medio de alumnos por clase provoca un aumento de 2,73 puntos en la calificación del test de lectura para las chicas. La media de las puntuaciones en el test de lectura para las chicas en los diferentes países es de 523,51 puntos, esto quiere decir que un aumento de 2,73 puntos en la puntuación no llega a un 1%, un valor demasiado bajo para hablar de una mejora en el rendimiento académico de los alumnos. Ocurre lo mismo en los demás modelos, por lo que a pesar de que al aumentar el tamaño de clase aumenta la puntuación en los test, es un aumento muy pequeño.

Continuando con las demás variables de los modelos, los coeficientes negativos para la variable número de alumnos matriculados significan que por cada aumento en el número de alumnos matriculados en primaria, se reduce la puntuación en cualquiera de los test, tanto para chicos como para chicas.

La variable gasto en educación tiene coeficientes positivos y significativos para todos los modelos, estos coeficientes significan que aumentos en el gasto en educación llevan a aumentos en la puntuación de los test.

En los modelos 5 y 16 está la variable gasto privado en educación, tiene coeficientes positivos y es significativa. Esta variable y la variable anterior de gasto en educación por alumno nos dicen que invertir más recursos en educación nos lleva a una mejora de las puntuaciones para los alumnos, por lo tanto un mejor rendimiento en la educación. Es una medida que se debe estudiar ya que puede ser importante dedicar más fondos a las escuelas en lugar de quitárselos.

La variable número de horas lectivas tiene coeficientes negativos y muy significativos en todos los modelos, estos coeficientes significan que un aumento en el número de horas lectivas, produce una disminución en la puntuación de cualquier test.

Los coeficientes de la variable número de profesores son todos positivos, también son significativos en todos los modelos excepto en el modelo 5. Si hay más profesores en las escuelas los alumnos mejoran las puntuaciones en los test.

En el modelo 27 encontramos la variable salario de los profesores, no es significativa y tiene un coeficiente positivo muy pequeño. Esta variable solo está presente en ese modelo, el coeficiente es muy pequeño porque los salarios de los profesores son miles de dólares y la variable se mide en dólares.

La variable ratio alumno/profesor aparece en los modelos 10, 22, 27 y 33, en los dos últimos la variable si es significativa. En los cuatro modelos los coeficientes son positivos.

Los coeficientes negativos de la variable PIB significan que un aumento de esta variable provoca una disminución en la puntuación de cualquiera de los test. La variable si es significativa en los modelos 5, 10, 27 y 33.

Por último la variable ficticia Unión Europea de los 15 aparece en el modelo 10, tiene un coeficiente negativo con un valor de $-11,1897$ que nos indica la diferencia en la puntuación en test de matemáticas para las chicas, por pertenecer a la Unión Europea 15 o no. Las chicas de los países miembros de la Unión Europea 15 obtienen 11,1897 puntos menos en los test.

Tabla 4.7 – Resultados de la estimación de los modelos seleccionados

	Modelo 5	Modelo 10	Modelo 16	Modelo 22	Modelo 27	Modelo 33
Variables	Test Matemáticas Chicos	Test Matemáticas Chicas	Test Lectura Chicos	Test Lectura Chicas	Test Ciencias Chicos	Test Ciencias Chicas
constante	480,777***	472,328***	443,773**	502,145**	456,754**	482,606***
NALU	-4,565e-06	-1,119e-05**	-5,501e-06*	-1,181e-05***	-1,303e-05***	-1,536e-05***
GEDU	0,0126***	0,0130***	0,0077**	0,0072**	0,0134**	0,0106***
GPVEDU	14,4896*		12,090*			
NHORAS	-0,1137***	-0,1419***	-0,1028**	-0,1462**	-0,1319**	-0,1626**
NPROF	5,039e-05	0,00015**	8.113e-05*	0,0001**	0,00019*	0,0002***
TAMC	1,6423	1,7612	2,7707*	2,7376**	1,8541	2,0625
SAPROF					0,0005	
RAP		2,3320		1,9811	3,2905*	3,7193**
PIB	-0,00105**	-0,0010**	-0,0004	-0,0004	-0,0016**	-0,0009**
UE15		-11,1897				
R ²	0,7169	0,6941	0,6406	0,6724	0,6907	0,6847
R ² ajustado	0,6486	0,6067	0,5539	0,5933	0,6024	0,6086
Akaike	342,2601	347,6638	337,1891	336,6425	349,5637	344,4194

Nota: *si la variable es significativa al 10%.

**si la variable es significativa al 5%.

***si la variable es significativa al 1%.

Como recoge la Tabla 4.7, en los modelos de la puntuación de matemáticas, observamos que para el modelo de los chicos la variable gasto privado en educación es influyente en las calificaciones, esto quiere decir que el la educación privada influye en las calificaciones de los chicos. En el modelo de la puntuación de las chicas la variable que es influyente y en los chicos no lo es la ratio alumno/profesor, y también nuestra

variable ficticia Unión Europea 15, que indica si los países pertenecen a la Unión Europea inicial. Todas las demás variables de los modelos son iguales y afectan un poco más a las chicas, es decir, los coeficientes son algo más elevados en el modelo de la puntuación de las chicas.

En los modelos para la puntuación en los test de lectura, apreciamos que las variables comunes en los dos modelos son las mismas que en los modelos que explican los resultados en el test de matemáticas. Además las variables diferentes para los chicos y las chicas también son el mismo caso, para los chicos es influyente la variable gasto privado en educación y para la chicas la variable ratio alumno/profesor.

Por último, en los modelos de la puntuación en el test de ciencias, vemos que hay algunas diferencias respecto a los modelos de los otros test. Las variables comunes siguen siendo las mismas que en los otros modelos para los test de matemáticas y lectura, como son, número de alumnos, gasto en educación, número de horas lectivas, número de profesores, tamaño medio de clase y PIB, que están presentes en todos los modelos. En este caso también es influyente la variable ratio alumno/profesor tanto para los chicos como para las chicas, y la única diferencia en los modelos es que para los chicos también es influyente la variable salario de los profesores.

Para ver si hay problemas de multicolinealidad en los modelos miramos el F.I.V. (Factor de Inflación de la Varianza), todos los modelos que hemos analizado presentan un problema de multicolinealidad ya que el F.I.V. toma valores altos, algunas variables tienen un F.I.V cercano a 10, por tanto no podemos estimar individualmente ya que al haber relación entre las variables independientes no se cumple el efecto ceteris paribus, si aumento una unidad una variable, al haber relación, las demás no permanecen constantes. En la tabla 4.8 se muestran los valores del F.I.V. para los modelos seleccionados.

Tabla 4.8 – Valores del F.I.V. para los modelos estimados

F.I.V.	Modelo 5	Modelo 10	Modelo 16	Modelo 22	Modelo 27	Modelo 33
NALU	18,36	37,49	18,36	37,10	37,33	37,10
GEDU	9,40	9,04	9,40	8,51	11,95	8,51
GPVEDU	1,93		1,93			
NHORAS	1,53	1,78	1,53	1,77	1,81	1,77
NPROF	18,65	31,41	18,65	30,91	31,21	30,91
TAMC	2,08	1,68	2,08	1,68	1,99	1,68
SAPROF					4,23	
RAP		4,06		3,87	3,93	3,87
PIB	8,47	8,06	8,47	7,87	7,88	7,87
UE15		1,33				

A continuación, analizando si hay problemas de heterocedasticidad en los modelos, hemos comprobado que ningún modelo presenta problemas de heterocedasticidad, para saberlo utilizamos el contraste de White, y en todos los contrastes se acepta la hipótesis nula que nos dice que no hay heterocedasticidad, por lo tanto hay homocedasticidad en todos los modelos estimados, la varianza de las perturbaciones es constante. Los valores de los estadísticos y del p-valor de los contrastes de heterocedasticidad para los modelos estimados se encuentran en la tabla 4.9. En los modelos 10 y 27, los contrastes de White no incluyen los productos cruzados debido a que estos modelos tienen un variable más que los demás modelos, esto hace que no haya suficientes grados de libertad.

Tabla 4.9 – Contrastes de White para los modelos estimados

Contraste de White	Modelo 5	Modelo 10	Modelo 16	Modelo 22	Modelo 27	Modelo 33
Estadístico	36,9868	20,2444	36,9333	36,8668	19,0698	36,9334
Valor p	0,3773	0,1627	0,3796	0,3825	0,2650	0,3796
R ² auxiliar	0,9996	0,5471	0,9981	0,9964	0,5154	0,9982

Comparando nuestros resultados con los de Stock y Watson (2011), en el cual se realiza una estimación de regresión múltiple de la ratio alumno/profesor y calificaciones en los exámenes comparando datos de California y Massachusetts, toman datos de los test de inglés y una media de los test de matemáticas y ciencias para la escuela primaria de los distritos de Massachusetts y de 420 distritos para California. Como resultado obtienen que la relación entre las calificaciones en los exámenes y la ratio alumno/profesor es no lineal, tanto para Massachusetts como para California.

En la tabla de comparación de resultados finales del libro vemos que la variable dependiente es una media combinada de las calificaciones en los exámenes de inglés, matemáticas y ciencias, con 220 observaciones. Se obtiene que la inclusión de variables de control adicionales reduce el coeficiente de la ratio alumno/profesor, reducción de un 68% para California y de un 60% para Massachusetts. Para nuestros modelos estimados la variable ratio alumno/profesor tiene coeficientes positivos por lo que si aumentamos la ratio, aumenta a su vez la puntuación en los test de los alumnos.

En el libro observamos que la variable ratio alumno/profesor es siempre significativa y que obtiene unos coeficientes negativos, es decir que al aumentar la variable ratio alumno/profesor la puntuación media se reduce. Estos coeficientes son significativos al 5% para los datos de Massachusetts mientras que para los datos de California los coeficientes son significativos al 1%, pero esto puede ser debido a que hay casi el doble de observaciones por lo que sería una estimación más precisa. Por ejemplo en el modelo 3 la variable toma un valor de -0,64. En nuestro estudio la variable ratio alumno/profesor solo es significativa en los modelos de la puntuación en el test de ciencias, en los modelos que tenemos dicha variable ésta tiene coeficientes positivos, por ejemplo para el modelo 27 de la puntuación en el test de ciencias para los chicos tiene un valor de 3,29.

Se analiza también la variable renta distrito, en este caso la variable no es significativa y también obtiene coeficientes negativos, es decir, al aumentar la variable renta distrito se reduce la puntuación media.

En general, los resultados obtenidos entre las muestras de Massachusetts y California son muy similares entre sí, pero son algo diferentes de nuestros resultados, para nosotros la ratio alumno/profesor no es significativa, y aparte de no aparecer en todos los modelos son coeficientes positivos, es decir, que al aumentar la ratio aumenta la puntuación en los test.

Por ultimo comentar que en el capítulo 13 del mismo libro se hace un análisis de los datos del experimento STAR. Según las estimaciones, estar en una clase pequeña tiene un efecto que es el aumento de 13,9 puntos en el examen, este aumento indica que en una clase con ocho alumnos menos la puntuación aumenta 13,9 puntos, ya que en este

Resultados

experimento las clases se dividieron en clases pequeñas de 15 alumnos y clases medianas de 23 alumnos. También se observa una mejora en la puntuación de los exámenes en las clases medianas con ayudante, es decir, con un profesor más que ayude a los alumnos. Comparándolo con nuestros resultados, nuestra variable tamaño de clase nos da un efecto de que al aumentar el tamaño de la clase mejoran las puntuaciones, efecto contrario al experimento STAR. Como señalábamos antes, para el modelo 22 de las puntuaciones de los test de lectura de las chicas, aumentaba en 2,73 puntos, un valor muy bajo ya que la media de los test era 523,51 puntos.

Más adelante en el libro, se hace una comparación entre los estudios antes mencionados, el proyecto STAR, y las observaciones de California y de Massachusetts, sacando como conclusión que los resultados son notablemente similares. Los tres estudios tienen un coeficiente β negativo, es decir, si se reduce el tamaño de clase, mejoran las puntuaciones de los alumnos, resultados opuestos a los de nuestro estudio, en el cual todos los coeficientes β de la variable tamaño de clase son positivos, es decir, si aumenta esta variable, aumenta la puntuación en los test.

Conclusiones

Como conclusiones generales del presente trabajo, podemos decir que, cuando se analiza la muestra de datos a través del análisis econométrico, es evidente que los fondos dedicados al sistema educativo tanto para actividades, como profesorado y condiciones de los alumnos determinan el éxito o los mejores o peores resultados académicos. Hay que dejar claro que no todas las variables tienen las mismas unidades de medida, por tanto los resultados del análisis deben ser tratados de diferente forma; no es lo mismo un aumento de un alumno en el tamaño de clase, que un aumento de mil dólares en el salario de los profesores.

En nuestros modelos finales sacamos la conclusión de que el tamaño medio de clase, que es nuestra variable más importante en la que hemos centrado el estudio, no influye en las puntuaciones de los test al no ser significativa; si la variable fuera significativa al aumentar la variable tamaño de clase aumentaría la puntuación en cualquiera de los test, tanto para chicos como para chicas. Este resultado da que pensar, ¿por qué hasta qué punto aumentando el número de alumnos se mejora el rendimiento?, ¿entonces las clases más pequeñas no influyen en las puntuaciones de los test? En todos los resultados se observa el aumento de la puntuación de los test, de forma proporcional al aumento de unidades en el tamaño de clase.

Otro de los resultados que nos parece importante comentar es el de la variable gasto en educación por alumno. En todos los modelos los coeficientes son positivos, lo que hace que al aumentar el gasto en educación por alumno, aumenten las puntuaciones. Es un resultado importante a la hora de concluir nuestro estudio ya que es importante la inversión en educación para un mejor rendimiento de los alumnos. Es decir, si los gobiernos y los centros educativos aumentan el gasto por alumno serán mejores los resultados y tendrá una repercusión a medio y largo plazo en muchas otras variables de la economía, al haber formado mejor a los profesionales del futuro.

También comentar la variable número de horas lectivas, esta variable tiene coeficientes negativos en todos los modelos, es decir, las puntuaciones en los test bajan al aumentar el número de horas lectivas para los alumnos. Además que aumentar el número de horas lectivas conlleva un aumento en el gasto, ya sea por salario de profesores, electricidad, etc.

Otra conclusión que sacamos es que se necesitan más estudios similares a éste, y a los nombrados en el trabajo, para poder comprobar cuáles son todos los factores que afectan al rendimiento académico de los alumnos y así poder tomar medidas para mejorar su educación, por ejemplo las condiciones familiares tanto económicas como número de miembros, situación laboral de los padres, entorno social, tamaño de las ciudades donde se ubican los centros, e incluso el tiempo de desplazamiento de los alumnos a los centros educativos.

Aunque el estudio se ha centrado en la educación primaria, es igual de importante invertir tiempo y dinero en educación infantil, secundaria y universitaria, pues la formación de los ciudadanos es fundamental para que cualquier sociedad pueda tener unas bases sólidas en las que construir su futuro.

Referencias Bibliográficas

- Angrist, J.D. y Pischke, J.K. (1999). "Using maimonides' rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement". *Quarterly Journal of Economics*, 114 (2), 533-575.
- Chingos, M.M. (2013). "Tamaño de la clase y resultados de los estudiantes: investigación e implicaciones políticas". Ponencia presentada en el INEE el 9 de diciembre de 2013.
- Escamilla, I. y Gamazo, P. (2011). "*¿Es mi hijo un mal estudiante? Causas médicas del fracaso escolar y tratamientos para superarlo*" (1ª ed.). Navarra: Everest.
- Esteban González, M.V., Moral Zuazo, M.P., Orbe Mandaluniz, S., Regúlez Castillo, M., Zarraga Alonso, A., Zubia Zubiaurre, M. (2009). *Econometría básica aplicada a Gretl*, Universidad del País Vasco.
- Gujarati, D.N. y Porter, D.C. (2010). *Econometría* (5ª ed.) México: Mc Graw Hill.
- Krueger, A.B. (1999). "Experimental estimates of education production functions". *Quarterly Journal of Economics*, 115(2), 497-532.
- OCDE (2012). "Education Indicators in Focus". (Noviembre 2012) OCDE.
- Stock, J.H. y Watson, M.M. (2011), *Introducción a la Econometría* (3ª ed.), Madrid: Pearson.
- Schanzenbach, D.W. (2014). *Does class size matter?* Boulder, CO: National Education Policy Center. Obtenido de <http://nepc.colorado.edu/publication/does-class-size-matter>.
- Wößmann, L. (2006). "International evidence on expenditure and class size: a review", University of Munich and Ifo Institute for Economic Research.
- Word, E., Johnston, J., Bain, H.P., et al. (1990). *Student/Teacher Achievement Ratio (STAR): Tennessee's K-3 class size study*. Final summary report 1985-1990. Nashville: Tennessee State Department of Education.
- <http://blog.educalab.es/inee/2015/02/05/el-orden-de-los-factores-altera-el-producto-los-efectos-del-agrupamiento-sobre-el-rendimiento-academico/>
(Última consulta: 9 de junio de 2015)
- <https://data.oecd.org/> (Última consulta: 14 de mayo de 2015)
- <http://datos.bancomundial.org/> (Última consulta: 14 de mayo de 2015)
- <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database> (Última consulta: 14 de mayo de 2015)

Referencias Bibliográficas

- http://www.diariodenavarra.es/noticias/navarra/mas_navarra/el_fracaso_escolar_afe_cta_espana_los_estudiantes_primaria_los_secundaria_61637_2061.html
(Última consulta: 12 de junio de 2015)
- <http://www.elmundo.es/elmundo/2013/09/09/espana/1378726705.html>
(Última consulta: 11 de junio de 2015)
- <http://www.euroxpress.es/index.php/noticias/2015/4/21/espana-lider-europeo-en-fracaso-escolar/> (Última consulta: 10 de junio de 2015)
- <http://www.fedea.net/category/blogs/> (Última consulta: 10 de junio de 2015)
- <http://www.ine.es/> (Última consulta: 9 de junio de 2015)
- <http://www.lavanguardia.com/vida/20120321/54274812475/educacion-aumentar-ratio-alumnos-clase.html> (Última consulta: 10 de junio de 2015)
- http://www.mecd.gob.es/inee/Ultimos_informes/PISA-2012.html
(Última consulta: 12 de junio de 2015)

ANEXO**Tabla 5.1 – Base de datos**

Países	Puntuación Test Matemáticas		Puntuación Test Lectura	
	Chicos	Chicas	Chicos	Chicas
Alemania	520,1901	506,6246	485,9997	530,1191
Australia	510,1149	497,8214	495,0896	529,5423
Austria	516,6818	494,4623	471,0931	508,0215
Bélgica	520,0812	508,9346	492,7552	524,6024
Brasil	400,7689	382,9254	394,1837	424,7339
Canadá	523,1539	513,0217	505,5122	540,6568
Chile	435,5246	410,5433	429,6962	452,3711
Corea	562,1139	544,1931	524,9646	548,2067
Dinamarca	506,9532	493,0287	480,8903	511,5289
Eslovenia	502,7479	499,3873	454,4655	510,1495
España	492,4224	475,9647	473,8062	502,5108
Estados Unidos	483,6470	478,9953	482,4985	513,2686
Estonia	523,2142	517,9298	494,3190	537,8329
Finlandia	517,3909	520,1855	494,0065	555,7082
Francia	499,3549	490,8526	482,9715	526,7654
Grecia	457,0387	448,9844	451,7184	502,1978
Holanda	527,9666	517,7378	498,3174	524,7608
Hungría	481,7491	472,6635	467,9637	507,5489
Indonesia	377,3755	372,7845	382,2541	410,4085
Irlanda	509,0348	493,7047	509,1525	537,6689
Islandia	489,7200	495,9469	457,2748	508,3898
Israel	472,3978	460,7492	463,4599	507,4511
Italia	494,1994	475,7943	470,9382	509,9453
Japón	544,8844	527,0112	526,6178	550,7235
Luxemburgo	502,1927	477,1168	473,0457	503,0235
México	420,4107	406,4269	411,3655	435,2725
Noruega	490,3994	488,2932	481,2840	527,7712
Nueva Zelanda	507,1116	492,0571	495,3653	529,7651
OCDE - Media	499,4208	488,5511	477,8320	515,4269
Polonia	519,5638	515,5326	496,7060	538,6865
Portugal	492,7033	481,2958	468,3903	507,5621
Reino Unido	500,2949	487,8149	486,6308	511,5338
República Checa	504,7101	492,9032	473,9834	512,7902
República Eslovaca	486,1335	476,7116	444,0807	483,3031
Rusia	481,3941	482,9444	455,1466	495,1439
Suecia	476,9165	479,6290	457,9911	509,1349
Suiza	537,3688	524,4727	491,0742	527,0635
Turquía	451,9337	443,9479	452,8431	498,6400

Anexo

Países	Puntuación Test Ciencias		Número Alumnos
	Chicos	Chicas	
Alemania	523,8599	524,3909	2.989.678,0000
Australia	523,7282	519,1245	2.015.017,0000
Austria	510,1083	501,4785	326.351,0000
Bélgica	506,8204	502,8999	736.062,0000
Brasil	405,5410	403,9492	16.498.447,0000
Canadá	526,8746	524,0525	5.126.160,0000
Chile	448,4411	441,6453	1.522.204,0000
Corea	539,4077	535,9295	3.131.580,0000
Dinamarca	503,5331	493,3630	470.807,0000
Eslovenia	509,8823	518,7174	107.123,0000
España	500,1193	492,6583	2.869.783,0000
Estados Unidos	496,5295	498,3254	24.431.662,0000
Estonia	540,1772	542,6079	73.054,0000
Finlandia	537,4362	553,8934	345.615,0000
Francia	497,7163	500,1571	4.171.826,0000
Grecia	460,0201	473,2982	637.020,0000
Holanda	523,6217	520,4150	1.291.665,0000
Hungría	495,9126	492,8029	387.262,0000
Indonesia	380,4094	383,4593	2.011.302,0000
Irlanda	523,9423	519,9999	511.466,0000
Islandia	476,6760	479,6695	29.432,0000
Israel	469,7148	470,4194	821.300,0000
Italia	494,8971	492,0868	2.863.060,0000
Japón	551,9473	540,9594	7.029.265,0000
Luxemburgo	498,7149	483,4842	35.127,0000
México	418,1279	411,8360	14.928.293,0000
Noruega	429,7919	496,3463	423.333,0000
Nueva Zelanda	517,8751	513,2968	348.516,0000
OCDE - Media	501,8630	500,4060	105.342,0000
Polonia	524,4205	527,1486	2.191.896,0000
Portugal	488,3462	490,2242	742.883,0000
Reino Unido	520,6216	507,8834	4.419.840,0000
República Checa	508,7210	507,8550	468.273,0000
República Eslovaca	474,6581	467,3852	209.213,0000
Rusia	483,5322	489,0577	13.738.000,0000
Suecia	481,1509	488,5127	683.012,0000
Suiza	518,2551	512,3305	487.436,0000
Turquía	458,3162	468,6221	10.981.100,0000

Anexo

Países	Gasto por Alumno	Gasto público educación	Gasto privado educación	Número Horas
Alemania	9.520,6200	4,4300	0,6900	804,0000
Australia	9.382,6700	4,3000	1,5400	873,0000
Austria	12.508,6300	5,5300	0,1500	779,0000
Bélgica	10.722,3200	6,3700	0,1900	810,0000
Brasil	2.666,7000	5,8500	0,3100	832,0000
Canadá	10.077,5300	5,1800	1,5900	799,0000
Chile	4.522,4800	4,3300	2,5700	1.120,0000
Corea	7.651,6400	4,8700	2,7500	812,0000
Dinamarca	10.229,8600	7,5000	0,4300	650,0000
Eslovenia	8.867,2500	5,2500	0,6600	627,0000
España	8.475,9400	4,6500	0,8500	880,0000
Estados Unidos	11.840,5800	4,6900	2,2100	1.097,0000
Estonia	6.055,4700	5,1900	0,3300	619,0000
Finlandia	9.180,0300	6,3200	0,1400	680,0000
Francia	9.329,1300	5,5800	0,5400	936,0000
Grecia	4.623,8700	4,0900	0,2600	589,0000
Holanda	10.267,6800	5,3000	0,9100	930,0000
Hungría	4.527,1900	4,4300	0,5400	604,0000
Indonesia	560,1000	2,7700	0,2300	1.224,0000
Irlanda	9.829,5600	5,6700	0,4700	915,0000
Islandia	9.325,6100	6,9100	0,7400	624,0000
Israel	6.277,2400	5,6100	1,6600	842,0000
Italia	8.533,6400	4,1900	0,4000	770,0000
Japón	9.102,3200	3,5700	1,5600	731,0000
Luxemburgo	19.599,7000	3,7500	0,1200	810,0000
México	2.764,7300	5,0400	1,1200	800,0000
Noruega	13.218,9700	7,3100	0,1000	741,0000
Nueva Zelanda	8.830,8500	6,2600	1,2200	935,0000
OCDE - Media	8.867,6500	5,2700	0,9100	786,0000
Polonia	6.065,9600	4,7500	0,6900	618,0000
Portugal	7.281,6700	5,0900	0,4000	792,0000
Reino Unido	9.737,8000	5,5800	1,5700	893,0000
República Checa	6.128,3300	4,3900	0,5900	840,0000
República Eslovaca	5.105,0400	3,8400	0,7000	846,0000
Rusia	4.470,3700	3,9000	0,6900	561,0000
Suecia	10.547,6500	6,1500	0,1700	741,0000
Suiza	14.623,2700	5,1900	0,4000	940,0000
Turquía	2.501,0500	2,8600	0,3900	639,0000

Anexo

Países	Número Profesores	Tamaño clase	Salario Profesores
Alemania	252.845,3300	21,2000	62.194,9700
Australia	251.421,0000	22,3000	51.288,9900
Austria	29.957,4900	18,2000	42.994,1300
Bélgica	59.322,0000	21,1000	45.413,0000
Brasil	774.575,0000	26,5000	12.204,0000
Canadá	328.600,0000	20,5000	58.494,7500
Chile	69.191,1200	28,1000	24.724,8400
Corea	164.820,0000	28,0000	50.145,3900
Dinamarca	51.087,0000	20,4000	51.121,9200
Eslovenia	6.401,0000	18,5000	32.818,9600
España	223.644,0000	21,3000	41.861,6800
Estados Unidos	1.710.276,0100	20,0000	45.997,6100
Estonia	6.200,0000	17,2000	12.525,0300
Finlandia	25.281,0000	19,4000	39.444,7800
Francia	238.141,0000	22,7000	33.994,1800
Grecia	63.425,0000	17,1000	32.387,0000
Holanda	111.440,8000	22,6000	54.864,6400
Hungría	36.716,0000	20,9000	13.520,0000
Indonesia	126.497,0000	25,4000	1.974,0000
Irlanda	32.848,0000	24,1000	55.147,8600
Islandia	2.882,0000	18,3000	28.742,0000
Israel	65.704,8800	27,0000	29.413,0000
Italia	230.364,1300	18,9000	33.569,9800
Japón	401.773,0000	27,9000	47.561,3300
Luxemburgo	3.903,0000	15,7000	98.788,4400
México	531.256,0000	19,9000	20.296,1100
Noruega	39.783,0000	19,6000	38.772,6500
Nueva Zelanda	23.871,8000	22,3000	43.049,7400
OCDE - Media	214.452,0000	20,9000	39.023,8600
Polonia	27.082,0000	18,3000	18.160,0000
Portugal	64.929,0000	20,8000	34.693,7200
Reino Unido	255.994,0000	24,8000	44.269,0000
República Checa	24.880,2000	19,9000	19.362,8700
República Eslovaca	13.875,0000	17,5000	13.365,0000
Rusia	686.900,0000	15,2000	8.430,0000
Suecia	62.429,0000	19,7000	35.115,0000
Suiza	27.333,0000	19,1000	47.330,0000
Turquía	503.328,0000	26,1000	26.678,0000

Anexo

Países	Ratio alumno/profesor	PIB	UE	UE15
Alemania	11,8000	45.870,6196	1	1
Australia	13,2000	62.133,6775	0	0
Austria	10,9000	51.045,6780	1	1
Bélgica	11,2000	47.814,0831	1	1
Brasil	21,3000	12.576,1956	0	0
Canadá	15,6000	51.790,5670	0	0
Chile	22,0000	14.510,9661	0	0
Corea	19,0000	24.155,8293	0	0
Dinamarca	12,1000	61.303,9295	1	1
Eslovenia	16,7000	24.964,8222	1	0
España	12,4000	31.975,0079	1	1
Estados Unidos	14,3000	49.803,4929	0	0
Estonia	11,8000	17.178,5174	1	0
Finlandia	13,7000	50.790,7241	1	1
Francia	17,5000	43.809,6565	1	1
Grecia	9,1000	25.963,9964	1	1
Holanda	11,6000	53.540,6054	1	1
Hungría	10,5000	13.983,4976	1	0
Indonesia	15,9000	3.469,7537	0	0
Irlanda	15,6000	51.951,5919	1	1
Islandia	9,7000	45.972,2566	0	0
Israel	12,5000	33.276,3594	0	0
Italia	11,0000	38.367,3212	1	1
Japón	17,5000	46.203,6980	0	0
Luxemburgo	9,0000	113.738,7260	1	1
México	28,1000	9.802,8944	0	0
Noruega	10,5000	99.091,0945	0	0
Nueva Zelanda	14,6000	37.192,6915	0	0
OCDE - Media	14,3000	38.054,9636	0	0
Polonia	10,2000	13.607,7394	1	0
Portugal	11,3000	23.196,1838	1	1
Reino Unido	17,3000	40.972,0273	1	1
República Checa	18,8000	21.656,3772	1	0
República Eslovaca	15,1000	18.065,6631	1	0
Rusia	20,0000	13.324,2878	0	0
Suecia	9,3000	59.593,2871	1	1
Suiza	11,0000	87.998,4447	0	0
Turquía	20,0000	10.604,5524	0	0

Tabla 5.2 – Descripción de la base de datos

	Variable	Medida	Fuente	Descripción
TMATX	Matemáticas chicos	Puntuación Media	OCDE	Puntuación test matemáticas de chicos de primaria. Informe PISA. (2012)
TMATY	Matemáticas chicas	Puntuación Media	OCDE	Puntuación test matemáticas de chicas de primaria. Informe PISA. (2012)
TLECX	Lectura chicos	Puntuación Media	OCDE	Puntuación test lectura de chicos de primaria. Informe PISA. (2012)
TLECY	Lectura chicas	Puntuación Media	OCDE	Puntuación test lectura de chicas de primaria. Informe PISA. (2012)
TCICX	Ciencias chicos	Puntuación Media	OCDE	Puntuación test ciencias de chicos de primaria. Informe PISA. (2012)
TCICY	Ciencias chicas	Puntuación Media	OCDE	Puntuación test ciencias de chicas de primaria. Informe PISA. (2012)
NALU	Número de alumnos	Número	Eurostat	Número de alumnos en el nivel educativo de primaria. (2011)
GEDU	Gasto en educación	US dollars / alumno	OCDE	Gasto en educación para nivel educativo de primaria. Dólares por alumno. (2011)
GPBEDU	Gasto público	% del PIB	OCDE y Eurostat	Gasto público en educación. Gasto directo en instituciones educativas y subvenciones. (2011)
GPVEDU	Gasto privado	% del PIB	OCDE	Gasto privado en educación. Gasto financiado por fuentes privadas. (2011)
NHORAS	Número de horas	Horas/año	OCDE	Número de horas lectivas, tiempo de enseñanza y de preparación. (2011)
NPROF	Número de profesores	Número	OCDE y Eurostat	Número de profesores y personal docente. (2011)
TAMC	Tamaño de clase	Número	Eurostat	Tamaño medio de clase. Alumnos por clase. (2011)
SAPROF	Salario de profesores	US dollar	OCDE	Salario bruto medio del personal docente de primaria con 15 años de experiencia. (2012)
RAP	Ratio alumno/profesor	Numero	INE y Banco Mundial	Relación de alumnos / maestro por país. (2011)
PIB	PIB	PIB per cápita (US\$ a precios actuales)	Banco Mundial	PIB per cápita. (2011)
UE	UE	0 (no pertenece) y 1 (pertenece UE)		Países que forman parte de la Unión Europea.
UE15	UE15	0 (no pertenece) y 1 (pertenece UE15)		Países que forman parte de la Unión Europea 15, antes de otras adhesiones.