

2. Estimando la influencia de la escolarización en las competencias PIAAC

Julio Carabaña

Universidad Complutense de Madrid

2. ESTIMANDO LA INFLUENCIA DE LA ESCOLARIZACIÓN EN LAS COMPETENCIAS PIAAC¹

Julio Carabaña

Universidad Complutense de Madrid

RESUMEN

El objetivo de este estudio es estimar el efecto de la escuela postobligatoria española en las competencias medidas por PIAAC. Este efecto tiene cierto interés político, pues de su magnitud depende la gravedad de problemas como el “abandono escolar temprano” y la eficacia de su tratamiento. Las personas con más años de escuela tienen puntuaciones PIAAC más altas, pero en parte es porque la escuela postobligatoria selecciona a los alumnos más competentes. Para identificar debidamente cada efecto, habría que medir las competencias antes y después de la escolarización. Con una sola medida, que es lo que PIAAC proporciona, hay que buscar situaciones en que se puedan separar la selección del efecto real. Aquí se examinan dos de estas situaciones. Una es la de las cohortes de edad mayores, cuyos años de escuela suponemos que aumentaron independientemente de sus competencias. Otra es la de las más jóvenes, cuyas competencias parecen haberse desarrollado antes de la escuela postobligatoria. Por el primer procedimiento, obtenemos que un año de escuela de nivel indefinido aumenta la puntuación PIAAC lectura en unos 5 puntos, equivalentes a más o menos 0,12 DT. Por el segundo procedimiento obtenemos que un año de estudios postobligatorios incrementa PIAAC lectura como mucho en unos 2 puntos, un 0,05 de DT, y más probablemente en mucho menos. Las diferencias sugieren que los estudios básicos tienen mayor efecto que los no obligatorios, pero los datos PIAAC no permiten comprobarlo directamente.

¹ Agradezco a Miguel Caínzos sus sugerencias a la primera versión, que mejoró considerablemente gracias a ellas.

Palabras Clave

Determinantes de la literacia, eficacia de la escuela.

INTRODUCCIÓN

Los estudios sobre alfabetismo (*literacy*) se iniciaron en Estados Unidos más o menos al mismo tiempo que las evaluaciones escolares, valiéndose del mismo tipo de pruebas, producidas por el *Education and Testing Service* (Sticht y Armstrong, 1994). Pronto el concepto de *literacy* se amplió de modo que, además de su sentido estricto (saber leer y escribir), incluyera el uso de la información en la vida cotidiana (alfabetismo funcional). Así, todos los estudios realizados desde los años 80 toman como base la definición del *Young Adult Literacy Survey* llevado a cabo en Estados Unidos en 1986: “El uso de información impresa y escrita para funcionar en sociedad, para conseguir los fines propios y para desarrollar el conocimiento y el potencial propios”.

Como subrayan los presentadores del *National Adult Literacy Survey* de 1993, esta definición “va mucho más allá de la simple decodificación y comprensión para incluir una amplia gama de destrezas que los adultos utilizan al realizar muchos tipos diferentes de tareas en el contexto del trabajo, el hogar y la comunidad” (Lynn y Baldi, 1993). Esto implica el reconocimiento de que, a diferencia de la alfabetización en sentido estricto, que es tarea propia si no única de la escuela, estas destrezas se aprenden en los mismos contextos en los que se ejercen, además de en la escuela. Así lo viene señalando la OECD, por ejemplo en los sucesivos informes PISA (*Programme for International Student Assessment*):

“La alfabetización (*literacy*) ya no se considera como una capacidad adquirida solo en la niñez durante los primeros años de escuela. Más bien es vista como un conjunto de conocimientos, destrezas y estrategias que los individuos construyen a través de su vida en varios contextos, mediante la interacción con sus iguales y con la comunidad”. (OECD, 2010:25).

La OECD no retrocede ante la inmediata consecuencia de que las escuelas no deben ser evaluadas por este “alfabetismo” en sentido amplio, que se extiende mucho más allá de sus funciones. Como ya se escribía en el primer informe PISA:

“Si la puntuación de un país en alfabetización (*literacy*) lectora, científica o matemática es significativamente más alta que la de otro, no puede inferirse automáticamente que las escuelas u otras partes del sistema educativo del primer país son más efectivas que las del segundo”. (OECD, 2003:249).

Estos puntos de vista se ven confirmados en los mismos informes PISA, que han encontrado muy pocas variables que influyan en los resultados de las pruebas a nivel de centro y de sistema escolar.

Ahora bien, no solo la “literacia” (*sit venia verbo*) depende en medida incierta de la escuela, sino que la escuela depende también de la literacia. Así, puestos a señalar la importancia de las competencias medidas en PISA, los promotores del proyecto insisten, con toda razón, en su influencia sobre las trayectorias escolares posteriores, tal como ha sido comprobado en el seguimiento de los alumnos realizado en Canadá (Gluzinsky y Bayard, 2010; Shipley y Gluzinsky, 2012; Hansen y Liu, 2013). En cambio, los informes resultantes de los estudios internacionales de literacia (v.gr. OCDE y Statistics Canada, 2000) subrayan su dependencia de la escuela, sin parar mientes en la relación inversa.

Parece importante, pues, plantear la cuestión de cuánto depende realmente la *literacy* de las personas y de los años que estas han pasado en la escuela. La extensión del concepto de alfabetismo que acabamos de ver sugiere que los primeros años de escuela son los más importantes, y que los siguientes tienen rendimientos decrecientes y se vuelven pronto irrelevantes. Esta hipótesis parece particularmente apropiada para la comprensión lectora. Tras unos pocos años de escuela la mayor parte de los alumnos son capaces de decodificar textos escritos y de codificar el lenguaje oral, y tras algunos más han tenido ocasión de practicar estas habilidades en todo tipo de textos, tanto en la escuela como fuera de ella. No parece mucho lo que pueda aumentar esta competencia lectora el seguir o no más años en la escuela, cuenta habida de que leer es una actividad inscrita en la mayor parte de los contextos e interacciones sociales del mundo moderno. Aunque quizás con menos fuerza, este argumento puede aplicarse a la mayor parte de las actividades que puntúan en la prueba PIACC de matemáticas (*numeracy*).

He encontrado cierto apoyo para esta hipótesis en la literatura. Mucha investigación sobre pruebas de inteligencia da resultados congruentes con ella. Por ejemplo, Cahan and Cohen, 1989, encuentran que quinto de primaria influye más que décimo año de vida en Israel; y en ese sentido puede también interpretarse la revisión de Ceci, 1991. Pero también hay investigación que encuentra influencia de la escuela sobre el Coeficiente Intelectual (CI) en la adolescencia. En Estados Unidos, el análisis de los datos NLSY ha producido estimaciones positivas, pero muy bajas (Hernnstein and Murray, 1995), y también tan altas como 0.3 DT (Winship and Koremnan, 1997; Hansen, Heckman and Mullen, 2004; Cascio and Lewis, 2006). En Noruega, Brinch and Galloway (2012) encontraron que una reforma comprensiva introducida durante los sesenta aumentó la duración media de la escolaridad en 0.16 años, y el CI en 0.60 puntos (es decir, 3.7 puntos por cada año adicional de escuela, o casi 0.25 DT). Concluyeron que la escuela eleva el CI en la adolescencia.

La influencia de los años de escuela en las pruebas de CI puede considerarse como el límite inferior de esta misma influencia en las pruebas de competencias como las de PISA y PIACC (*achievement tests*), dado que estas dependen más de contenidos culturales que aquellas, incluso que las que miden CI “cristalizado”. El recurso al CI está justificado por la cercanía entre lo que miden unas y otras pruebas, como hace ya mucho tiempo notó Jencks (Jencks, 1972) y continuamente reiteran otros (Godfredson, 2003). No he logrado encontrar muchos estudios hechos directamente con pruebas de *literacy*. Del de Reder (1998) con datos del NALS solo tengo referencias. El mismo Reder (2012), siguiendo diez años a una muestra de adultos, ha encontrado ligeras mejoras entre los que seguían programas de *literacy*, pero también en los

que no. Walsh (2012) encuentra efectos parabólicos en las pruebas NAEP: un año de *kinder* produce 1/3 de DT, terminar 4º de primaria produce 1.5 DT, terminar octavo en cambio solo 0.5 DT, pero las cifras parecen excesivas. Grenier y otros (2008) analizan una encuesta de *Statistics Canada* diseñada para encontrar las razones de la baja *literacy*. Su conclusión es que las diferencias en vocabulario y capacidad de decodificación explican las diferencias entre el nivel más bajo y los demás, pero no las diferencias entre los niveles medios y altos, que atribuyen a diferencias en las estrategias de lectura. Mi propio análisis de los datos PISA llega a la conclusión de que el décimo año de escuela no tiene influencia en la puntuación de Ciencias a los quince años (Carabaña, 2008:82).

A continuación se muestra un intento de contrastar esta hipótesis de los efectos decrecientes de los años de escuela sobre las competencias que miden las pruebas tipo “*achievement*”, que en adelante nos resignaremos a llamar “literacia”. El resultado principal a que llegaremos es que la eficacia de la escuela es muy pequeña o nula tras la Enseñanza Básica, de modo que no puede esperarse de nuestros Institutos de Enseñanza Secundaria y de nuestras Universidades que eleven mucho la literacia de la población. La exposición sigue con los aspectos metodológicos, continúa con los resultados y termina con algunas consideraciones sobre todo ello, antes de intentar algunas conclusiones.

DATOS, MÉTODOS, VARIABLES

Datos

Usamos los datos PIAAC para España, 2012. Limitamos el estudio a las personas que PIAAC define como “nativos”, lo que deja una muestra de unas 5150 personas, según los casos perdidos en cada variable.

Métodos

Es bien sabido que las personas con más años de escuela tienen puntuaciones más altas en todo tipo de pruebas de capacidad cognitiva, y las que se usan en los estudios de literacia de adultos no son una excepción². Una parte de esta correlación se debe a que la continuación en la escuela tras la enseñanza obligatoria depende de la capacidad académica de los alumnos, en general porque los alumnos eligen considerando sus capacidades, y en particular por procesos de selección explícitos de ciertas escuelas. En una ecuación del tipo:

$$CLP_i = a + bE_i + e_i \quad (1),$$

donde CLP representa la puntuación Comprensión Lectora PIAAC; E son años de escuela y e un residuo, el coeficiente b refleja tanto la selección como los efectos reales de la escuela.

² En el estudio IALS se obtienen correlaciones que oscilan en los países europeos entre 0.58 en Irlanda y 0.47 en Holanda. En Chile es mayor, 0.68. Cf. Desjardins, 2003.

Para separar selección de efectos deberían usarse diseños experimentales. Dada su dificultad, no resulta desdeñable la búsqueda de situaciones reales en las cuales ambos se encuentren separados, constituyendo experimentos o cuasi experimentos naturales. En todo caso, son necesarias dos medidas de las competencias, una antes y otra después del factor, selección o escolarización, que la situación permite estimar. En el caso del efecto de la escuela, tendríamos:

$$CLP_{it+1} = CLP_{it} + bE_i + e, (2)$$

Donde los subíndices t se refieren al tiempo.

Aunque PIAAC es un estudio sincrónico y solo ofrece una medida de las competencias, sus datos ofrecen posibilidades de atribuir valores a CLP antes y después de ambos tipos de “tratamiento”, la selección y la escolarización.

La primera posibilidad se basa en la consideración de grupos o categorías cuyas diferencias en años de escuela no tienen la CLP como origen, sino solo como consecuencia (a diferencia de lo que ocurre con los individuos). Es decir,

$$CLP_m = a + bE_m, (3)$$

donde el subíndice m indica la media de grupos cuya escolarización no depende de sus capacidades. En esta estrategia, se toma como CLP “ante” la del grupo o categoría con menos escuela. Como veremos luego, mejor que el sexo y el territorio ha servido aquí la cohorte de nacimiento. La fecha de nacimiento es aleatoria. Si una generación va más a la escuela que la anterior, o que la siguiente, es mucho más probable que ello se deba a cualquier tipo de causas exógenas que a diferencias en CLP desarrolladas por cada generación antes de ir a la escuela.

Las variaciones intercohorte en CLP asociadas a los años de escuela pueden en realidad deberse a otras causas, por ejemplo, a la calidad de la escuela. Las reformas suelen tener como objetivo tanto la cantidad como la calidad. Mediante las variaciones intercohorte es estimar el efecto de los años de escuela en general, sin distinguir los niveles. Comparando por niveles de estudio se puede además distinguir el efecto específico de los años de escuela de cada nivel.

La segunda posibilidad se basa en el hecho de que tras la enseñanza obligatoria los alumnos eligen distintas trayectorias académicas. Ello sugiere atribuir a la selección las diferencias en CLP al inicio de cada nivel. Aunque solo nos da una puntuación, PIAAC permite dos modos de controlar la CLP antes de comenzar cada nivel. Uno es estimar (1) para cada nivel. La constante a indicaría la CLP de entrada y el coeficiente b el efecto de cada año de de escuela. Un sesgo evidente de esta aproximación es que toma como nivel de entrada el de los que primero abandonan, lo que probablemente lo infraestima. Además, dentro de cada nivel se sigue confundiendo la selección con los efectos reales. Una posible corrección de estos sesgos vendría de suponer que los alumnos que terminan iniciaron los estudios con mayor CLP que los que abandonan, y estimar el efecto de los años de escuela controlando esta variable. Es decir, para cada nivel,

$$CLP_{in}=a+ b_1E_n+b_2T_n+e, (4)$$

Que resulta igualmente de sustituir en (2) CLP_t por a , y donde T significa terminar el nivel.

Una aproximación mejor al valor de la CLP “ante” es tomar la de las generaciones que están comenzando cada nivel en el momento del estudio PIAAC. En efecto, entre quienes están comenzando la escolaridad post-obligatoria, lo que PIAAC mide es la CLP inicial, no la final. Los entrevistados de 16 y 17 años están terminando la escuela obligatoria, tras lo que dejan la escuela o comienzan diversos tipos de postobligatoria. Sus puntuaciones PIAAC son buenas estimaciones de la CLP de los que acaban de entrar en cada nivel, y por lo tanto del efecto de la selección. Los efectos de la escuela se pueden estimar comparando la CLP de los que siguen en la escuela con la de aquellos que han abandonado. En la medida en que los años de escuela adicionales determinan la CLP, las puntuaciones de los estudiantes deberían crecer más que las de los no estudiantes. Es verdad que el crecimiento no refleja un efecto incondicionado de la escuela, sino condicionado a la CLP de los estudiantes. No podemos asegurar que los efectos hubieran sido los mismos de continuar en la escuela los que abandonaron, de menor CLP. Lo que se estima, por tanto, es un límite superior o máximo de los años de escuela.

La diferencia entre los que siguen y no siguen es el efecto de la selección global. Se pueden separar los alumnos que siguen dependiendo del tipo de estudios que elijan en cada bifurcación, atribuyendo en cada nivel las diferencias con la cohorte que comienza a los años de escuela. La dificultad de este procedimiento es que, no siendo PIAAC un estudio longitudinal, tenemos que suponer efectos nulos de la cohorte y el período a la edad en que se deja la escuela; en concreto, hay que suponer que las puntuaciones CLP y la distribución de los alumnos son las mismas para las distintas generaciones a los 16 años. Felizmente, los estudios PISA y las estadísticas de la enseñanza casi nos aseguran que eso ha sido así en los últimos diez años, es decir, entre los entrevistados 18 y 27 años.

Variables

Transformamos algunas variables con el fin de adaptarlas a estos métodos.

Agrupamos la fecha de nacimiento en cohortes quinquenales numeradas desde principios del siglo XX. La primera cohorte entrevistada por el estudio PIAAC es la 10 (1946-50) y la última la 19 (1991-95). Esta agrupación en cohortes quinquenales conserva casi todos los efectos de la edad y permite tratar grupos homogéneos en términos de la ordenación académica bajo la que se escolarizaron (las cohortes 10 y 11 antes de las Leyes de 1964 y 1965 que ampliaron la escolaridad de los 12 a los 14 años; las cohortes 13 a 16 con la Ley General de Educación de 1970; la cohorte 17 en la transición entre la Ley General de Educación y la LOGSE de 1991, y las cohortes 18 y 19 enteramente con la LOGSE).

Los estudios iniciados y terminados son muy importantes para nuestro propósito. PIAAC informa sobre el nivel de estudios más alto terminado e iniciado. Los niveles de estudios vienen precodificados en once categorías. La codificación tiene varios defectos. Uno es el habitual de no distinguir entre estudios de distintas épocas oficialmente declarados como equivalentes, lo que borra de la historia el antiguo Bachillerato Elemental. Otro es no

diferenciar entre los que terminaron la Enseñanza Básica con título de los que no. Otro que la Formación Profesional, que sucede a la Enseñanza Básica (sucesivamente Oficialía Industrial, PFI y CFGM), vaya junta con el Bachillerato (no se llega, sin embargo, a confundir las antiguas Licenciaturas con los actuales Grados)³. Tras un estudio detallado de la información proporcionada por PIAAC hemos construido dos variables principales, ESTUF (estudios más altos terminados) y ESTUE, o estudios más altos empezados.

Los años de escuela son la variable crucial. Por desgracia, la información que proporciona PIAAC solo permite construirla con muchos problemas. PIAAC atribuye años a los estudios terminados (*yrssqual*), pero esto no es evidentemente una buena estimación de los años de escuela reales. También pregunta la edad al dejar los estudios más altos terminados y comenzados, pero no la edad de comienzo. Restando 6 a esta edad se obtiene una buena aproximación a los años de estudios en las cohortes más jóvenes, pero como al aumentar la edad son más los que dejan la escuela a edades altas, se pierde en precisión. Se ha intentado paliar este problema poniendo un tope a los años de escuela para cada nivel de estudios y dejando fuera de algunas estimaciones a los que superan este tope (estudios tardíos). El resultado es la variable ESCUELE.

La variable dependiente será siempre el primer valor plausible de Lectura. Nos referiremos a él con las siglas CLP, iniciales de Comprensión Lectora PIAAC.

Las Tablas 2.1 y 2.2 reproducen la evolución de los estudios iniciados y terminados por cohortes quinquenales de nacimiento. La Tabla 2.3 la evolución de los años de escuela y de la CLP.

Tabla 2.1. Estudios terminados por cohorte quinquenal de nacimiento

COHNA5	ESTUDIOS TERMINADOS									Total
	<PRIMAR	PRIMARIOS	EGB	FPI	BUF	FPII	DIPLOMA	LICENCIA	DOCTOR	
10-46A50	13,94%	39,90%	18,03%	1,68%	12,98%	3,37%	5,53%	4,09%	0,48%	100,00%
11-51A55	10,34%	27,79%	25,96%	1,22%	14,20%	4,26%	9,33%	6,49%	0,41%	100,00%
12-56A60	5,08%	20,69%	28,86%	1,81%	17,60%	7,08%	9,98%	7,44%	1,45%	100,00%
13-61A65	3,55%	20,92%	26,60%	2,13%	16,31%	8,16%	7,80%	13,83%	0,71%	100,00%
14-66A70	1,95%	15,61%	28,29%	3,41%	14,15%	11,87%	11,38%	13,01%	0,33%	100,00%
15-71A75	1,47%	15,88%	20,62%	2,29%	14,57%	14,08%	13,09%	17,02%	0,98%	100,00%
16-76A80	1,14%	10,65%	21,48%	3,04%	15,97%	13,88%	14,07%	19,01%	0,76%	100,00%
17-81A85	1,36%	8,39%	27,44%	2,95%	18,82%	10,66%	15,65%	14,51%	0,23%	100,00%
18-86A90	0,88%	8,97%	28,45%	2,84%	31,95%	6,78%	12,25%	7,66%	0,22%	100,00%
Total	4,15%	18,44%	25,16%	2,40%	17,16%	9,20%	11,06%	11,79%	0,64%	100,00%

³ Parece que en parte esto se debe a cierta confusión entre la identificación de los estudios y su clasificación en las categorías ISCED, que a su vez proviene de que no se respeta la regla de codificación singular de las especies.

Tabla 2.2. Estudios iniciados por cohorte quinquenal de nacimiento

COHNA5	ESTUDIOS INICIADOS									Total
	<PRIMAR	PRIMARIOS	EGB	FPI	BUPE	FPII	DIPLOMA	LICENCIA	DOCTOR	
C10/46-50	12,50%	38,46%	18,27%	1,92%	11,06%	3,61%	8,17%	5,05%	0,96%	100,00%
C11/51-55	9,53%	25,96%	24,75%	1,22%	12,17%	6,09%	9,74%	10,14%	0,41%	100,00%
C12/56-60	4,36%	19,42%	24,68%	1,81%	18,69%	7,08%	11,07%	11,07%	1,81%	100,00%
C13/61-65	3,19%	16,49%	21,10%	2,48%	20,74%	9,75%	8,69%	16,67%	0,89%	100,00%
C14/66-70	1,63%	11,87%	21,95%	3,09%	17,24%	14,15%	13,33%	15,77%	0,98%	100,00%
C15/71-75	0,98%	11,62%	15,88%	2,29%	18,33%	14,08%	15,06%	20,13%	1,64%	100,00%
C16/76-80	0,95%	7,03%	17,11%	2,47%	18,06%	14,83%	14,07%	23,57%	1,90%	100,00%
C17/81-85	0,91%	2,95%	23,36%	3,40%	20,18%	11,11%	14,97%	21,32%	1,81%	100,00%
C18/86-90	0,44%	2,84%	20,35%	3,28%	20,57%	11,82%	20,13%	19,91%	0,66%	100,00%
C19/91-95		1,02%	26,48%	1,02%	41,96%	8,76%	17,92%	2,85%		100,00%
Total	3,25%	13,55%	21,32%	2,30%	19,90%	10,38%	13,28%	14,89%	1,12%	100,00%

Tabla 2.3. Estadísticos descriptivos, ESCUELE y lectura PIAAC

COHNA5		ESCUELE	LECTURA PIAAC
C10/46-50	Media	9,24	218,76
	N	414	416
	Desv. típ.	4,516	49,920
C11/51-55	Media	10,37	228,57
	N	491	493,000
	Desv. típ.	4,875	48,486
C12/56-60	Media	11,57	241,16
	N	552	553
	Desv. típ.	4,633	48,934
C13/61-65	Media	12	253
	N	563	565
	Desv. típ.	4,885	47,665
C14/66-70	Media	12,71	257,87
	N	615	615
	Desv. típ.	4,450	46,198
C15/71-75	Media	13,70	266,80
	N	609	611
	Desv. típ.	4,655	45,655
C16/76-80	Media	14,37	268,19
	N	525	526
	Desv. típ.	4,341	42,240
C17/81-85	Media	14,40	267,29
	N	441	441
	Desv. típ.	4,063	42,150
C18/86-90	Media	13,86	266,97
	N	457	458
	Desv. típ.	2,977	46,163
C19/91-95	Media	11,53	260,02
	N	491	491
	Desv. típ.	1,708	40,704
Total	Media	12,44	253,50
	N	5158	5169
	Desv. típ.	4,535	48,575

Fuente: datos PIAAC

RESULTADOS

La Tabla 2.4 muestra el resultado de estimar la influencia de la escuela sobre la CLP sin separar entre efectos reales y de selección. No controlando otras variables, el nivel más alto terminado (transformado en años, variable “yrsqual” de la base de datos) aparece asociado a 7.6 puntos adicionales en la escala PIAAC de lectura, aproximadamente 0.16 DT, siendo 0.56 la correlación entre ambas variables. Aunque la correlación es la misma, el coeficiente de los años reales (variable ESCUELE) es bastante menor, cercano a 6 puntos, 0.12 DT. Juntas ambas variables, se median mutuamente los coeficientes sin aumentar en más de 2 puntos la bondad de ajuste (téngase en cuenta que la correlación entre ellas es de 0.86). Aun siendo totalmente brutas, estas estimaciones están ya por debajo de muchas de las encontradas en la literatura. La correlación de 0,56, en cambio, está en la gama alta de las encontradas en los países europeos participantes en el IALS (Desjardins, 2012).

Tabla 2.4. Influencia de la escuela sobre lectura PIAAC, sin controles

Modelo		Coeficientes no estandarizados		Coeficientes tipificados	t	Sig.
		B	Error típ.	Beta		
1	(Constante)	168,214	1,838		91,533	0,000
	ESCUELA IMPUTADA	7,605	0,156	0,561	48,743	0,000

a. Variable dependiente: LECTURA PIAAC

B. AÑOS DE ESCUELA CALCULADOS PARA EL NIVEL MÁS ALTO INICIADO

Modelo		Coeficientes no estandarizados		Coeficientes tipificados	t	Sig.
		B	Error típ.	Beta		
1	(Constante)	179,415	1,636		109,699	0,000
	ESCUELE	5,961	0,124	0,558	48,259	0,000

La evolución secular

La edad no es la única variable para formar grupos cuyas desigualdades en CLP dependen solo de sus años de escuela. Podría considerarse también el sexo. Hombres y mujeres están sometidos a las mismas condiciones de escolarización, y, aunque hay diferencias en el ritmo de adquisición de competencias, estas no son grandes y favorecen a veces a los hombres (*numeracy*) y a veces a las mujeres (*literacy*). Pero la variable no sirve porque las diferencias en escolarización por sexo dejaron de existir más o menos en la cohorte 10, justo donde la muestra PIAAC comienza.

El territorio parece también buen candidato. Pero tampoco hay suficientes diferencias en escolarización por territorios. Dividiendo España en norte (Aragón, Asturias, Cantabria, Castilla-León, Cataluña, Galicia, Madrid, Navarra, Rioja y País Vasco) y sur (Andalucía, Baleares, Canarias, Castilla la Mancha, Extremadura, Murcia, Valencia, Ceuta y Melilla), resulta que el norte supera ligeramente al sur en tiempo de escuela y en CLP en las cohortes más viejas; pero de la cohorte 16 hacia ahora las diferencias desaparecen, al contrario de lo que ocurre en PISA

(Carabaña, 2008). En conjunto, la variable da tan poco de sí que he preferido dejarla en el tintero.

La agrupación por cohortes quinquenales de nacimiento (“cohna5”) tiene a primera vista más problemas que las anteriores, pues además de a los años de escuela, sus diferencias en CLP pueden deberse a efectos de la edad (positivos en las edades jóvenes, negativos en las adultas) y a características de la cohorte (como el tamaño las reformas educativas, o la coyuntura económica). Pero resulta más aprovechable debido a que presenta mayor variación en los años de escuela.

El aumento de la escolarización en la segunda mitad del siglo XX induce a predecir aumentos de la CLP que permitan estimar la influencia de la una sobre la otra. La Tabla 2.3 refleja una evolución casi perfectamente paralela hasta la cohorte 16: cinco años más de escolarización, 50 puntos más de CLP. Podríamos aventurar que hasta ese momento un año de escuela aumenta la CLP en unos 10 puntos (dependiendo de la cohorte, entre 0.25 y 0.20 DT, en la gama alta de los precedentes). En la cohorte 16, en cambio, la escuela aumenta en 0.7 años sin que apenas varíe la puntuación. Después de la cohorte 17, la escuela disminuye, pero la CLP no. La cohorte 19, con tres años menos de escuela que la 17, tiene tan solo 7 puntos CLP menos (2 puntos por año, 0.04 DT, en lo más bajo de la gama observada por otros).

Hemos dicho que el aumento de CLP en las cohortes de más edad puede depender de factores distintos de la escuela. El paso de los años la deprime en medida que varía según las estimaciones (Desjardins y Warnke, 2012)⁴. En muchos países (puede que también en España, según Colom y otros, 1998) se han detectado fuertes aumentos del CI entre las generaciones de la posguerra (Flynn, 1987). Pueden separarse los efectos de los años de escuela de los del resto de los factores manteniendo constantes los años de escolarización. En la Tabla 2.5 se ve que entre las cohortes 10 y 15, los españoles en todos los intervalos de escolarización aumentaron sus CLP en aproximadamente 25 puntos. Los otros 25 son los quedarían para los 5 años de incremento de la escolarización, unos 5 puntos por año, aproximadamente un 10-12% de DT. Los 25 puntos comunes a todos los años de escuela pueden deberse a decrementos por la edad, a incrementos por el efecto Flynn, a aumentos de la calidad de la escuela o a otros factores.

En rigor, las medias de cada cohorte dependen de tres factores: estos incrementos comunes de que estamos hablando, los años de escuela y el valor en CLP de cada año de escuela. La regresión de la Tabla 2.6 muestra los incrementos generales como constante y el valor de cada año de escuela como coeficiente. La constante crece en total 23 puntos hasta la cohorte 16, en vez de los 25 que estimamos desde la Tabla 2.5, así que quedan 27 para los cinco años de escuela que diferencian la cohorte 16 de la 10, a algo más de 5 puntos CLP por año. Los coeficientes están entre 5 y 5.5 puntos, con alguna excepción por debajo. En la cohorte 16, su descenso compensa el aumento de medio año de escuela, y explica el pequeño enigma de por qué la media no creció en esa cohorte.

⁴ Para el IQ, las más fiables apuntan a una edad de declive mucho más tardía que los 40 años de la cohorte 15 (Schaie, 2013).

Tabla 2.5. Lectura PIAAC por cohortes de nacimiento e intervalos de escuela

COHNA5		MENOS DE 6	6 A 8	8 A 10	10 A 13	13 A 16	16 Y MÁS	TOTAL
C10/46-50	MEDIA	188,37	214,83	212,43	248,36	238,50	266,60	218,88
	DES. TIP.	48,619	44,498	41,437	39,605	42,833	41,335	49,998
	CASOS	100	130	59	53	37	35	414
C11/51-55	MEDIA	200,84	212,75	226,61	247,19	242,29	269,27	228,42
	DES. TIP.	46,611	44,914	44,037	35,365	42,821	38,991	48,397
	CASOS	93	137	67	63	63	68	491
C12/56-60	MEDIA	193,25	220,33	230,81	253,07	257,90	277,34	241,36
	DES. TIP.	52,152	44,746	41,732	40,508	36,676	39,345	48,744
	CASOS	45	143	82	106	79	97	552
C13/61-65	MEDIA	191,61	228,36	242,23	263,29	258,87	291,91	252,96
	DES. TIP.	46,943	39,929	36,859	34,847	42,122	36,308	47,388
	CASOS	39	119	102	104	73	126	563
C14/66-70	MEDIA	185,54	237,19	235,47	260,89	268,31	290,99	257,87
	DES. TIP.	44,727	40,003	40,874	39,010	33,357	37,065	46,198
	CASOS	24	102	116	127	92	154	615
C15/71-75	MEDIA	212,21	238,05	241,39	262,94	269,58	295,16	266,73
	DES. TIP.	36,230	37,458	39,866	40,858	38,351	38,485	45,699
	CASOS	22	71	101	99	110	206	609
C16/76-80	MEDIA	203,41	238,24	238,66	260,92	271,30	291,77	268,08
	DES. TIP.	42,523	37,386	38,636	33,760	38,373	34,189	42,203
	CASOS	7	37	91	82	121	187	525
C17/81-85	MEDIA	198,63	241,29	240,82	253,09	269,61	292,84	267,29
	DES. TIP.	62,804	32,984	35,121	35,707	40,881	31,825	42,150
	CASOS	8	26	55	91	116	145	441
C18/86-90	MEDIA	197,90	213,09	241,27	244,73	280,01	297,69	267,36
	DES. TIP.	58,747	40,649	41,818	39,837	37,912	36,714	45,452
	CASOS	8	14	43	102	229	61	457
C19/91-95	MEDIA	199,31	215,40	252,01	263,49	273,68		260,02
	DES. TIP.	73,876	45,997	36,702	40,624	33,023		40,704
	CASOS	3	18	122	274	74	0	491
TOTAL	MEDIA	194,84	224,34	237,62	257,67	267,78	289,27	253,57
	DES. TIP.	48,004	43,112	40,521	39,080	39,832	37,378	48,457
	CASOS	349	797	838	1101	994	1079	5158

Fuente: datos PIAAC

Por lo demás, es de notar que la correlación –que aparece en la Tabla 2.6 como coeficiente beta– entre años de escuela y CLP aumenta de 0.47 en la cohorte 10 a 0.56 en la cohorte 13, y a partir de ese momento se mantiene. Hay que poner en relación este aumento con la disminución de la desviación típica de la CLP, que pasa de 50 a 45, y con las ligeras oscilaciones de la DT de los años de escuela en torno a 4.5.

Así pues, las medias de CLP crecen primero con el paso del tiempo y luego se estancan. El crecimiento depende por mitades de una tendencia secular de causas no identificadas – edad, efecto Flynn, calidad de la escuela, otros – y del incremento de los años de estudios. Como estos crecen unos cinco años y se les pueden atribuir 25 puntos de mejora de la CLP, resulta una estimación de 5 puntos por año. Esta estimación por la variación intercohorte coincide con

la que se estima en el interior de cada cohorte. Según esto, el modelo simple inicial apenas estaría sesgado y la CLP dependería enteramente de los años de escuela a razón de 5 puntos, algo más de 0.10 DT por año, al menos en las cohortes 10 a 15.

A partir de la cohorte 15 el crecimiento se detiene, y lo mismo los tres componentes de que depende:

- Sea cual sea su causa, desaparece la tendencia secular.
- Un tanto inesperadamente (¿acaso los jóvenes de ahora no pasan más años en la escuela que los de hace veinte años?) dejan también de crecer los años de escuela, cierto que todavía pueden aumentar algo los de la cohorte 17, que tiene entre 26 y 30 años.
- Se mantiene sobre los 5 puntos el coeficiente intracohorte de la escuela.

No parece sino que debemos dar por buenos los 5 puntos PIAAC por año de escuela. Se trata de un poco más de un 10% de DT, una estimación baja, la estimación mínima en la literatura.

Sin embargo, en las Tablas 2.3, 2.5 y 2.6 hay indicios que prometen coeficientes distintos para los años de escuela postobligatoria. Primero, en la Tabla 2.5 se observa que no todos los años de escuela se asocian a los mismos incrementos de CLP. Son poco productivos los años entre 8 y 10 y entre 13 y 16, con diferencias, además, entre las cohortes viejas y las jóvenes. Se han analizado los datos de forma insistente, sin encontrar un modo satisfactorio de estimar por separado el efecto de los años de básica. La gran diferencia, 29 puntos, entre los que tienen menos de 6 años de escuela y los que tienen entre 6 y 8 no es muy informativa, no solo por la posibilidad de causalidad inversa –entre las cohortes de mayor edad los alumnos más torpes dejaban antes la escuela primaria–, sino porque los años de estudio de los que no terminaron los estudios primarios no son observados, sino imputados (PIAAC no pregunta la fecha en que abandonaron la escuela los que no obtuvieron al menos el “título” de Primaria)⁵.

Segundo, el coeficiente de la escuela en las cohortes 18 y 19 es mucho más alto que en las demás (8.4 y 6.8 puntos, respectivamente); dada su edad, muchos no han terminado todavía de estudiar, pero su CLP media es ya casi igual que la de generaciones anteriores, lo que bien podría significar que su CLP ya está desarrollada y los años de escuela adicionales van a influir poco en ella⁶.

⁵ A resultados distintos llega Villar (2013), en este mismo volumen.

⁶ En la medida en que la edad y la escuela incrementen en el futuro la CLP de estas cohortes, sus años de escuela actuales se revelarán como más eficaces que los de las generaciones anteriores.

Tabla 2.6. Influencia de los años de escuela en lectura PIAAC, por cohortes

	COHNA5	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes tipificados	t	Sig.
		B	Error típ.	Beta		
C10/46-50	(Constante)	170,485	4,942		34,496	0,000
	ESCUELE	5,237	0,481	0,473	10,896	0,000
C11/51-55	(Constante)	179,307	4,518		39,684	0,000
	ESCUELE	4,738	0,394	0,477	12,010	0,000
C12/56-60	(Constante)	179,234	4,809		37,269	0,000
	ESCUELE	5,368	0,386	0,510	13,913	0,000
C13/61-65	(Constante)	187,046	4,430		42,222	0,000
	ESCUELE	5,440	0,339	0,561	16,040	0,000
C14/66-70	(Constante)	185,911	4,730		39,304	0,000
	ESCUELE	5,664	0,351	0,546	16,118	0,000
C15/71-75	(Constante)	192,274	4,800		40,060	0,000
	ESCUELE	5,436	0,332	0,554	16,383	0,000
C16/76-80	(Constante)	193,837	5,404		35,871	0,000
	ESCUELE	5,167	0,360	0,532	14,351	0,000
C17/81-85	(Constante)	187,474	6,263		29,932	0,000
	ESCUELE	5,542	0,419	0,534	13,240	0,000
C18/86-90	(Constante)	151,012	8,472		17,824	0,000
	ESCUELE	8,396	0,598	0,550	14,045	0,000
C19/91-95	(Constante)	180,970	12,028		15,045	0,000
	ESCUELE	6,855	1,032	0,288	6,643	0,000

a. Variable dependiente: LECTURA PIAAC

Fuente: datos PIAAC

Las reformas

Si como resultado de alguna causa exógena que dejara igual todo lo demás se registrarán discontinuidades en los años de escuela entre las generaciones, serían de esperar variaciones paralelas en la CLP. Esta es la estrategia seguida por Brinch y Galloway con datos de toda Noruega (2012). En España ha habido varias disposiciones legales aumentando tanto los años de escuela obligatoria como los necesarios para conseguir ciertas titulaciones, así que podemos intentar rastrear su influencia.

La Ley 27/1964, de 29 de abril, (BOE 4-5-64) amplió la escolaridad obligatoria desde los 12 a los 14 años para los españoles nacidos a partir del año 1954, inclusive (disposición final). La Ley 169/1965 de 21 de diciembre, sobre reforma de la Enseñanza Primaria (BOE 306, 23-12-65) precisó que se trataba de una educación básica de ocho cursos, desde los seis a los 14 años, que habían de cursarse hasta los diez años de edad en las escuelas primarias y entre los diez y los 14 en estos mismos centros o en los de estudios medios en sus diversas modalidades (Art.

12). La mayor parte de estos centros eran Institutos de Bachillerato, cuyo examen de ingreso suprimía la misma Ley.

La Ley General de Educación de 1970 estableció la escuela básica hasta los 14 años, y un decreto que la desarrollaba amplió la escolarización obligatoria hasta los 16 años. Establecía la LGE en su artículo 2.2 que “la Educación General Básica será obligatoria y gratuita para todos los españoles. Quienes no prosigan sus estudios en niveles educativos superiores, recibirán, también obligatoria y gratuitamente, una formación profesional de primer grado”. También que esta FPI obligatoria tendría “la duración necesaria para el dominio de la especialidad correspondiente, sin que pueda exceder de dos años por grado”. Esta duración máxima fue la que eligió como única el decreto 707/1976 (art. 3.2). En 1990, la LOGSE no incrementó la escolarización obligatoria hasta los 16 años, sino que se limitó a ampliar la escuela básica hasta esa edad, suprimiendo la diferencia entre BUP y FPI. Eso sí, hizo algo seguramente más eficaz para aumentar los años de escuela: subió de ocho a diez los necesarios para obtener el título de Graduado y, además, lo convirtió en llave para seguir todo tipo de estudios posteriores. Alumnos que con la LGE dejaban la EGB para pasar a FP, con la LOGSE están obligados a “titular” en ESO si quieren seguir estudiando.

Por lo que se refiere a los estudios postobligatorios, el BUP establecido por la LGE duraba un año más que su predecesor el Bachillerato Superior, lo que aumentó en un año la duración de todos ellos. El mayor aumento, cuatro años, ocurrió en los antiguos Títulos de Grado Medio. La mencionada Ley de 1964 exigía Bachillerato Superior para el ingreso en Magisterio, y poco después, la LGE convertía todos estos títulos (Magisterio, Peritajes, Enfermería) en diplomas universitarios de tres años. De modo que un alumno nacido en 1953 todavía pudo obtener uno de estos TGM a los 17 años, tras 11 años de escuela (cuatro de Primaria, cuatro de Bachillerato Elemental y tres de carrera), pero, tras la LGE, los alumnos nacidos después de 1960 necesitaban 15 (ocho de EGB, cuatro de BUP y tres de carrera).

En los datos PIAAC, el impacto de estas disposiciones sobre los años de escuela se detecta mejor en unas ocasiones que en otras (Tabla 2.7). La ampliación de la obligatoriedad a los 14 años se refleja en la cohorte 12 aumentando los años de escuela básicos en 0.8. También podemos atribuir al paso de los títulos de grado medio a las diplomaturas los ca. 1,5 años que aumenta la escolarización en UNI1 entre las cohortes 10 y 12. En cambio, en las cohortes siguientes no se aprecia influencia de la LGE⁷, ni sobre la escolaridad total, que aumenta menos que en las cohortes anteriores, ni sobre la de ningún nivel. En cuanto a la LOGSE, no se detecta aumento en los años de quienes comienzan CFGS, y del año y medio (de 8.7 en la cohorte 15 a 10.3 en la 19) que invierten más en la escuela básica los alumnos que no hacen otros estudios después, cabe atribuirle solo los 0.4 puntos entre las cohortes 17 y 19. Para ser exhaustivos, hay que señalar que entre las cohortes 14 y 17, sin coincidir con ninguna reforma, aumentan en 1 punto los años de escuela del Bachillerato, la FPII y las Diplomaturas (UNI1).

⁷ Es conocido, aunque poco creído, que al exigir más años para los mismos títulos, la LGE cortó la tendencia creciente a comenzar Bachillerato y Universidad, sobre todo entre los hombres (Carabaña, 1997; 2012), pero se suponía que, por lo mismo, había aumentado los años de escuela. Es un dato desconocido hasta donde nosotros conocemos.

Tabla 2.7. Años de escuela por cohorte de nacimiento y estudios iniciados

AÑOS DE ESCUELA.		ESTUDIOS INICIADOS					TOTAL
		BÁSICOS	FP-BACH	FPII	UNI1	UNI2	
C10/46-50	MEDIA	7,038	11,404	14,118	15,088	18,680	9,242
	CASOS	286	52	17	34	25	414
	DES. TIP.	2,697	2,530	2,690	2,734	3,132	4,516
C11/51-55	MEDIA	7,438	11,672	12,576	15,979	18,654	10,367
	CASOS	292	67	33	47	52	491
	DES. TIP.	2,803	2,814	3,113	2,524	2,814	4,875
C12/56-60	MEDIA	8,174	11,802	13,163	16,869	18,394	11,574
	CASOS	265	111	43	61	71	551
	DES. TIP.	2,573	2,430	2,828	2,313	2,876	4,637
C13/61-65	MEDIA	8,103	11,326	13,576	16,286	18,970	12,062
	CASOS	223	132	59	49	99	562
	DES. TIP.	2,437	2,195	2,705	2,380	2,279	4,712
C14/66-70	MEDIA	8,706	11,444	13,237	16,524	18,922	12,706
	CASOS	211	126	93	82	103	615
	DES. TIP.	2,374	2,395	2,598	2,300	2,057	4,450
C15/71-75	MEDIA	8,700	11,677	14,670	16,791	19,248	13,696
	CASOS	170	127	88	91	133	609
	DES. TIP.	2,432	2,603	2,576	2,079	2,017	4,655
C16/76-80	MEDIA	9,453	12,271	14,390	17,270	19,119	14,368
	CASOS	128	107	82	74	134	525
	DES. TIP.	2,296	2,417	2,557	1,939	2,074	4,341
C17/81-85	MEDIA	9,930	13,000	14,862	17,439	18,598	14,404
	CASOS	115	100	58	66	102	441
	DES. TIP.	2,519	2,340	2,460	1,764	2,309	4,063
C18/86-90	MEDIA	10,223	12,767	14,954	15,674	16,500	13,858
	CASOS	103	103	65	92	94	457
	DES. TIP.	2,388	1,869	1,504	1,730	1,334	2,977
C19/91-95	MEDIA	10,256	11,112	13,000	12,886	12,929	11,532
	CASOS	117	206	66	88	14	491
	DES. TIP.	1,890	1,242	1,052	0,808	0,997	1,708
TOTAL	MEDIA	8,418	11,779	13,934	16,051	18,526	12,435
	CASOS	1910	1131	604	684	827	5156
	DES. TIP.	2,710	2,295	2,529	2,429	2,452	4,516

Fuente: datos PIAAC

Tabla 2.8. Lectura PIAAC por cohorte de nacimiento y estudios iniciados

		ESTUDIOS INICIADOS					TOTAL
		BÁSICOS	FP-BACH	FPII	UNI1	UNI2	
C10/46-50	MEDIA	203,668	241,928	245,027	260,315	270,118	218,764
	CASOS	288	52	17	34	25	416
	DES. TIP.	46,910	34,683	43,959	36,218	39,362	49,920
C11/51-55	MEDIA	211,970	236,255	240,252	261,305	274,619	228,575
	CASOS	293	67	33	48	52	493
	DES. TIP.	45,697	39,846	36,101	42,214	35,902	48,486
C12/56-60	MEDIA	217,545	248,074	255,734	269,649	286,009	241,266
	CASOS	265	111	43	61	71	551
	DES. TIP.	46,943	38,503	27,821	36,730	36,557	48,736
C13/61-65	MEDIA	225,268	253,977	257,705	279,788	295,831	252,561
	CASOS	224	132	60	49	99	564
	DES. TIP.	45,934	35,419	32,769	36,342	35,251	47,565
C14/66-70	MEDIA	229,406	254,551	264,357	280,989	296,000	257,874
	CASOS	211	126	93	82	103	615
	DES. TIP.	43,165	39,907	34,962	39,403	33,141	46,198
C15/71-75	MEDIA	235,095	255,098	270,078	280,231	307,264	266,797
	CASOS	171	127	88	92	133	611
	DES. TIP.	40,782	37,909	35,776	35,425	34,546	45,655
C16/76-80	MEDIA	232,999	262,645	270,320	279,374	298,788	268,188
	CASOS	128	108	82	74	134	526
	DES. TIP.	40,009	33,988	35,203	32,196	32,078	42,240
C17/81-85	MEDIA	239,807	255,281	273,988	285,803	294,268	267,292
	CASOS	115	100	58	66	102	441
	DES. TIP.	40,353	38,095	37,043	32,229	32,386	42,150
C18/86-90	MEDIA	224,030	259,230	269,840	289,073	300,791	267,362
	CASOS	103	103	65	92	94	457
	DES. TIP.	41,627	38,094	31,558	31,167	35,339	45,452
C19/91-95	MEDIA	229,870	260,413	269,103	287,249	292,128	260,017
	CASOS	117	206	66	88	14	491
	DES. TIP.	43,252	33,955	33,252	31,517	25,865	40,704
TOTAL	MEDIA	221,854	254,577	264,897	279,567	295,524	253,529
	CASOS	1915	1132	605	686	827	5165
	DES. TIP.	45,627	37,344	35,292	35,847	35,200	48,490

Fuente: datos PIAAC

La Tabla 2.8 permite indagar tanto el efecto general como los efectos particulares de estas reformas. Un efecto general no se puede negar, aunque tampoco afirmar. En efecto, los incrementos de CLP en las cohortes 12 y 13, que coinciden con las reformas de 1964-65 y con la LGE, son 3 puntos más grandes que en la cohorte 11 y que en la 14. Es una diferencia que,

estadísticamente, tienen tantas probabilidades de darse en la población como de no darse⁸. En cuanto a los efectos particulares, es fácil ver que:

- al incremento de la primaria en 0.8 puntos en la cohorte 12 no se le asocia un incremento particular en la CLP;
- el incremento de 1.5 años en los TGM/diplomas entre las cohortes 11 y 13 no se corresponde con ningún incremento particular de la CLP;
- el incremento de 0.4 puntos en la ESO entre las cohortes 17 y 19 se asocia con un decremento de entre 6 y 10 puntos (según consideremos la puntuación pico de la cohorte 17, que roza la significatividad estadística). El hecho tiene particular interés, pues se corresponde con el aumento de la escolarización al final de los estudios básicos (EGB y ESO) acontecido en las dos últimas décadas en el contexto de la lucha contra el llamado “fracaso escolar”; y
- del incremento de un año en Bachiller, FPII y Diplomaturas, que no acertamos a asociar con ninguna causa en particular, solo el de la FPII podría estar ligado con un incremento de 6 puntos en la CLP, apenas significativo en términos estadísticos.

Resumiendo, el intento de examinar los efectos de las reformas no ha llevado a ninguna conclusión dirimente sobre sus efectos generales. Pero nos ha llevado a examinar los aumentos de años de escuela en niveles de estudio particulares. Lo más preciso que puede decirse es que quizás uno de ellos ha tenido efectos positivos y otro efectos negativos sobre la CLP. Un resultado muy distinto a los 5 puntos por año obtenido por los procedimientos anteriores, y que anima a continuar la investigación.

Selección y causalidad en los estudios postobligatorios

Hasta aquí se ha explotado la primera estrategia para identificar los efectos de la escuela, basada en las variaciones intercohorte. Veamos ahora los resultados de utilizar la segunda, que se basa en las diferencias de escuela en el interior de cada nivel de estudios. Podemos suponer que quienes inician unos estudios los cursan durante más o menos años con independencia de su CLP inicial, y entonces la ecuación (1) es un buen modelo la influencia de los años de escuela; parece sin embargo mejor estimar la ecuación (4), que intenta controlar la selección en el interior de los niveles atribuyéndole la diferencias entre los que acaban y los que no. Para evitar otros efectos no controlados, se ha limitado la estimación a las cohortes 15, 16 y 17, que estudiaron mayoritariamente bajo la LGE y tienen puntuaciones medias iguales; además, se ha dejado fuera a quienes terminan los estudios tardíamente.

⁸ Con DT de casi 50, la significatividad estadística al 5% necesita o doblar la diferencia o cuadruplicar la muestra. En este mismo volumen, Robles (2013) encuentra un efecto general de la implantación de la LOGSE, entre 1978 y 1983.

Tabla 2.9. Años de escuela y lectura PIAAC por estudios iniciados. Cohortes 15 a 17

A. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS				
ESTUDIOS INICIADOS		Media	Desviación típica	N
BÁSICOS	LECTURA PIAAC	242,018	37,089	252
	ESCUELE	9,714	1,842	252
	TERMINAN	0,825	0,380	252
FP-BACH	LECTURA PIAAC	256,478	36,328	282
	ESCUELE	12,099	2,150	282
	TERMINAN	0,589	0,493	282
FPII	LECTURA PIAAC	274,489	34,073	184
	ESCUELE	14,614	2,021	184
	TERMINAN	0,793	0,406	184
UNI1	LECTURA PIAAC	278,436	33,493	175
	ESCUELE	16,817	1,752	175
	TERMINAN	0,766	0,425	175
UNI2	LECTURA PIAAC	297,444	31,931	265
	ESCUELE	18,543	2,020	265
	TERMINAN	0,751	0,433	265

B. COEFICIENTES DE REGRESIÓN							
ESTUDIOS INICIADOS			Coeficientes no estandarizados		Coeficientes tipificados	t	Sig.
			B	Error tip.			
BÁSICOS	1	(Constante)	224,900	12,544		17,929	0,000
		ESCUELE	1,762	1,269	0,088	1,389	0,166
	2	(Constante)	218,580	12,559		17,404	0,000
		ESCUELE	0,890	1,287	0,044	0,692	0,490
		TERMINAN	17,917	6,231	0,184	2,875	0,004
		(Constante)	251,348	18,353		13,695	0,000
FP-BACH	1	(Constante)	252,428	12,404		20,350	0,000
		ESCUELE	0,335	1,009	0,020	0,332	0,740
	2	(Constante)	256,354	12,911		19,856	0,000
		ESCUELE	-0,255	1,144	-0,015	-0,223	0,824
		TERMINAN	5,453	4,992	0,074	1,092	0,276
		(Constante)	251,498	18,424		13,650	0,000
FPII	1	(Constante)	251,348	18,353		13,695	0,000
		ESCUELE	1,583	1,244	0,094	1,273	0,205
	2	(Constante)	251,498	18,424		13,650	0,000
		ESCUELE	1,631	1,279	0,097	1,275	0,204
		TERMINAN	-1,058	6,370	-0,013	-0,166	0,868
		(Constante)	224,730	24,228		9,276	0,000
UNI1	1	(Constante)	224,730	24,228		9,276	0,000
		ESCUELE	3,194	1,433	0,167	2,229	0,027
	2	(Constante)	227,645	25,316		8,992	0,000
		ESCUELE	2,897	1,610	0,152	1,799	0,074
		TERMINAN	2,709	6,641	0,034	0,408	0,684
		(Constante)	248,275	17,919		13,855	0,000
UNI2	1	(Constante)	248,275	17,919		13,855	0,000
		ESCUELE	2,652	0,961	0,168	2,760	0,006
	2	(Constante)	251,615	18,520		13,586	0,000
		ESCUELE	2,326	1,061	0,14721282	2,192	0,029
		TERMINAN	3,580	4,950	0,049	0,723	0,470
		(Constante)	251,615	18,520		13,586	0,000

a. Variable dependiente: LECTURA PIAAC

Fuente: datos PIAAC

La Tabla 2.9A muestra los estadísticos descriptivos y la Tabla 2.9B los resultados de estimar la ecuación (4). Los coeficientes oscilan entre los 0.335 puntos de CLP por año de escuela del BUP

y los 3.19 puntos de las diplomaturas. La terminación de los estudios, que se introduce en el modelo 2, es importante por sí misma (unos 18 puntos) y porque modifica el coeficiente de los años de escuela (de 1.76 a 0.89) solo en el nivel de EGB. En los niveles superiores los años de escuela son más importantes y el haber terminado o no los estudios es poco relevante.

Esta estimación resulta muy inferior a la anterior de 5 puntos. Parece extraño, sin embargo, que sean más importantes los años de universidad que los de estudios medios. Para evaluar estos resultados es conveniente tener en cuenta las medias y DT de la Tabla 2.9A. Así, pese a haber dejado fuera a los que terminan tarde (no muchos todavía a estas edades), los estudiantes de licenciatura han dejado los estudios por término medio tras 18.5 años de escuela, con una DT de 2.2; casi la mitad de los estudiantes de licenciatura continúan estudiando después de los 25 años, y más del 30% tras los 27. Y sin embargo, esos años siguen teniendo su efecto positivo en la CLP, tanto si los estudios se terminan como si no.

El supuesto de independencia entre CLP y años de escuela podría tener problemas, sobre todo en los niveles terminales. En la medida en que abandonan antes los alumnos con CLP más baja, hay asociación positiva entre CLP y continuación de los estudios. En la medida en que repiten y se retrasan más los estudiantes con CLP inicial más baja, la correlación entre CLP y años de escuela es negativa. Además, ocurre que algunas carreras muy selectivas son también más largas o más difíciles, pero también, que los estudiantes a tiempo parcial, que tardan más en terminar, eligen carreras más fáciles. He intentado sin éxito tener en cuenta todo esto para explicar el extraño efecto positivo sobre la CLP del retraso en los estudios.

Los datos PIAAC permiten soslayar el punto flaco del procedimiento anterior cuando ofrecen la CLP observada antes de comenzar los estudios, lo cual ocurre únicamente para la cohorte más joven. Ello permite estimar (2) con la CLP “ante” observada a cambio de tomar E de la variación entre cohortes de nacimiento. Es decir, siendo por ahora un estudio transversal, PIAAC nos da normalmente la CLP tras terminar los estudios. Pero a los entrevistados de 16 y 17 años los examina justo cuando están comenzando los de CFGM y Bachillerato. Conocemos, por tanto, cómo acaban los mayores y cómo empiezan los jóvenes. Si pudiéramos suponer que los mayores empezaron en su momento como los jóvenes ahora, podríamos atribuir a la escuela la diferencia en CLP que PIAAC encuentra entre ellos.

En realidad, sabemos positivamente que en lo fundamental las cohortes 18 y 17 empezaron igual que la 19. Sabemos, en primer lugar, que sus puntuaciones en pruebas muy semejantes a PIAAC eran las mismas. Los jóvenes PIAAC de 18 años son los de PISA 2009, los de PIAAC de 21 años son los de PISA 2006, y los de 24 y 27 años son los de las dos olas anteriores de PISA, 2003 y 2000. Además, las pruebas realizadas anteriormente desde el MECD llevan a la conclusión de que tampoco el proceso de introducción de la LOGSE cambió el aprendizaje de los alumnos, lo que nos permite extender el supuesto de inicios iguales por lo menos a la cohorte 17 (Carabaña, 2009).

Sabemos también que los alumnos de las cohortes 16 a 18 se distribuyeron al acabar la EGB y la ESO de modo semejante a los que ahora tienen 16 y 17 años, y al acabar el Bachillerato como los que ahora tienen de 18 a 20. Es justamente lo que se obtiene de los datos de la EPA (Carabaña, 2013).

Nótese, en fin, que la comparación que nos proponemos no exige igualdad en el tratamiento de los alumnos por las escuelas, pues nos interesamos por la cantidad, pero no por la calidad (no importa, por tanto, que parte de los alumnos de la cohorte 17 estudiaran todavía bajo la LGE).

Comenzamos estimando los efectos de toda la enseñanza no obligatoria, separando en la cohorte 19 a quienes, nacidos en 1994 y 1995, acaban de dejar la escuela, de los que piensan continuar y comparándolos respectivamente con los mayores que abandonaron a la misma edad y con los que efectivamente continuaron. La Tabla 2.10A muestra mayores diferencias entre los jóvenes de 16 y 30 años que han dejado la escuela antes de los 17 años que entre los que siguieron estudiando después. En la regresión de la Tabla 2.10B, la interacción entre la edad y seguir estudios (la E de la ecuación (2) se introduce simplemente como *dummy*) es negativa y mayor de medio punto, si bien no alcanza significatividad estadística. Parece, pues, que continuar en la escuela después de los 16 años no añade nada al aumento de la CLP que otras experiencias producen en la juventud.

Tabla 2.10. Lectura PIAAC por cohortes de nacimiento y continuación en la escuela tras los 16 años

A. MEDIAS, CASOS Y DT

		ESCUELA TRAS 16		TOTAL
		NOSIGUE	SIGUETRAS16	
C17/81-85	MEDIA	241,546	272,945	268,064
	CASOS	67	364	431
	DES. TIP.	34,725	40,691	41,383
C18/86-90	MEDIA	230,822	272,895	268,158
	CASOS	51	402	453
	DES. TIP.	40,232	42,630	44,368
C19/91-93	MEDIA	218,034	264,957	261,442
	CASOS	23	284	307
	DES. TIP.	44,998	40,077	42,239
C19/94-95	MEDIA	226,427	261,024	257,640
	CASOS	18	166	184
	DES. TIP.	54,415	34,331	38,000
TOTAL	MEDIA	232,993	269,436	265,222
	CASOS	159	1216	1375
	DES. TIP.	41,066	40,628	42,302

B. REGRESIÓN

Modelo		Coeficientes no estandarizados		Coeficientes tipificados	t	Sig.
		B	Error típ.	Beta		
1	(Constante)	204,808	6,901		29,678	0,000
	EDAD	1,182	0,256	0,119	4,611	0,000
	ESCUELA TRAS 16	37,925	3,421	0,287	11,087	0,000
2	(Constante)	192,895	17,580		10,972	0,000
	EDAD	1,682	0,725	0,170	2,320	0,021
	ESCUELA TRAS 16	51,452	18,675	0,389	2,755	0,006
	EDAD*ESCUELATRAS16	-0,571	0,775	-0,111	-0,737	0,461

Este resultado es poco robusto por varias razones. Una es que el porcentaje de los que abandonan la escuela antes de los 17 disminuye del 15% al 10% entre las cohortes 17 y 19; puede pensarse que este 10% que abandona ahora, ha de tener peor CLP que el 15% de antes, por mayor selección negativa. Para aclararse sobre el escrúpulo, se ha repetido la estimación

cortando a los 17 y 18 años, edades a las que los abandonos son aproximadamente el 20% en todas las cohortes, con los resultados mismos que cortando a los 16.

Otro indicio de poca robustez es que mientras normalmente la edad y la experiencia tienen efectos decrecientes sobre las capacidades cognitivas, la pequeña muestra de los que abandonan la escuela mejora de modo estadísticamente significativo justo entre los 26 y los 30 años, pero no antes. Y, en efecto, si quitamos esta cohorte 17 y limitamos la comparación a la cohorte 18, la interacción entre edad y seguir tras los 16 pasa a ser positiva; pero sigue siendo pequeña y estadísticamente no significativa⁹.

En fin, aunque hay que reconocer que los casos son pocos y el resultado poco robusto, no es imprudente interpretar que las puntuaciones CLP mejoran con la edad y con la experiencia, pero no con la escuela. La diferencia entre los alumnos que siguen estudios y los que no (unos 40 puntos) sería toda ella resultado de la (auto) selección que acontece a los 16 años al acabar la obligación escolar.

Intentamos comprobar la solidez de este resultado, al tiempo que concretarlo, repartiendo este factor de selección global de 40 puntos entre los diferentes niveles a los que se puede continuar estudiando tras los 16 años. Utilizamos para ello la información de PIAAC sobre el nivel de estudios iniciado más alto (ESTUE). Los niveles son tres: se tiene que seguir en ESO si no ha obtenido el título, y se puede elegir entre CFGM y Bachillerato si se ha obtenido. Ya hemos visto que los alumnos de FPI-CFGM que aparecen en la muestra PIAAC son pocos e inciertos, por lo que lo más prudente parece unirlos al Bachillerato (en todo caso, hemos comprobado que los resultados son los mismos sin ellos).

⁹ Observando generación por generación, se aprecia que son solo los de 16 años los que elevan la puntuación de partida. Podría ser debido a que a esa edad todavía hay indefinición acerca del abandono, pero no pudiendo comprobarlo, se ha dado la puntuación por buena y se los ha mantenido como base.

Tabla 2.11. Años de escuela y lectura PIAAC por estudios iniciados. Cohortes 15 a 17

A. MEDIAS, CASOS Y DT

		ESTUDIOS INICIADOS, HASTA MEDIOS			TOTAL
		DEJÓ16	EGB-ESO	MAS	
C17/81-85	MEDIA	241,546	246,981	277,273	268,064
	CASOS	67	52	312	431
	DES. TIP.	34,725	42,353	38,819	41,383
C18/86-90	MEDIA	230,822	226,394	280,578	268,158
	CASOS	51	57	345	453
	DES. TIP.	40,232	40,632	37,844	44,368
C19/91-93	MEDIA	218,034	231,288	271,978	261,442
	CASOS	23	49	235	307
	DES. TIP.	44,998	44,326	35,392	42,239
C19/94-95	MEDIA	226,427	237,266	266,698	257,640
	CASOS	18	32	134	184
	DES. TIP.	54,415	30,971	32,717	38,000
TOTAL	MEDIA	232,993	235,122	275,790	265,222
	CASOS	159	190	1026	1375
	DES. TIP.	41,066	41,180	37,219	42,302

B. REGRESIÓN

Modelo		Coeficientes no estandarizados		Coeficientes tipificados	t	Sig.	R2
		B	Error típ.	Beta			
1	(Constante)	208,148	6,499		32,027	0,000	0,195
	EDAD	1,042	0,242	0,105	4,315	0,000	
	ESO	3,911	4,105	0,032	0,953	0,341	
	BUPMAS	44,016	3,251	0,453	13,538	0,000	
2	(Constante)	192,895	16,547		11,657	0,000	0,195
	EDAD	1,682	0,683	0,170	2,465	0,014	
	ESO	17,882	21,944	0,146	0,815	0,415	
	BUPMAS	62,009	17,782	0,638	3,487	0,001	
	EDAD*ESO	-0,582	0,935	-0,107	-0,622	0,534	
	EDAD*BUPMA:	-0,761	0,739	-0,189	-1,030	0,303	

La Tabla 2.11A muestra la CLP de los alumnos de 16 y 17 años (cohorte 19/94-95) según que sigan en ESO o estudien Bachillerato-CFGM (hay 7 alumnos precoces que ya lo han terminado). Aunque tienen la misma edad, hay una diferencia de 0.5 años de escuela entre cada grupo. Como puede verse, los alumnos que siguen en ESO no se diferencian de los que dejan la escuela a los 16; es solo entre los que optan por BUP –condicional a haber terminado ESO- y los demás donde se da la diferencia de 40 puntos que ya conocemos, que resulta difícil no atribuir a la autoselección de los que siguen estudios post-básicos.

Suponemos ahora que esta misma es la situación en que estaban los alumnos de 18 a 20 años a sus 16 y 17 (un supuesto bastante realista, como hemos dicho). Según la Tabla 2.11A, ni el

haber seguido estudiando ESO ni el haber seguido estudiando Bachillerato-CFGM incrementó su CLP¹⁰. Grupo por grupo:

- Los alumnos que eligen seguir en Bachillerato-CFGM tienen CLP de unos 40 puntos más que los que abandonan a los 16 o continúan en ESO. Pero una vez iniciado estos estudios, ni terminarlos (como la mayor parte ha hecho ya en la cohorte 19/91-93), ni seguir estudios posteriores (la mayor parte en las cohortes 18 y 17) aumenta la CLP más que no seguirlos.
- Seguir en ESO en lugar de abandonar a los 16 tiene poco que ver con la CLP. En el instante de la decisión, los que optan por abandonar y los que insisten en terminar la ESO tienen la misma CLP. Lo mismo acontece después. La insistencia en conseguir el título de ESO no parece tener ningún efecto sobre la CLP en las cohortes 18 y 17, pese a los dos años que se emplean de media en el empeño. Las diferencias de unos 10 puntos que se observan no son representativas con muestras tan pequeñas. Este resultado refuerza lo que antes vimos para los años de estudio adicionales en la Enseñanza Básica.

Comprobemos ahora, por el mismo método, si alguna de las tres modalidades de estudios superiores (tras la LOGSE se incluyen la FP superior junto a los Diplomas y las Licencias) escapa a la ineficacia que la Tabla 2.11 sugiere para su conjunto. (Utilizo las denominaciones anteriores a las actuales porque son las todavía predominan en las cohortes que estudiamos, si bien el asunto es dudoso en la cohorte 19).

La Tabla 2.12A despliega a los alumnos que han iniciado Bachillerato según los estudios que siguieron después. Deja fuera los nacidos en los años 1994-95, pues a esa edad todavía había un grupo único de estudiantes de Bachillerato con 267 puntos de media (Tabla 2.11A); son sus homólogos nacidos en 1991-93 los que están ahora en cuatro situaciones escolares distintas. Unos siguen intentando terminar FPI o Bachillerato (si no lo han abandonado), los más lo han terminado y han optado por una de las tres vías que les abre. Como puede apreciarse, tanto la selección que hace la escuela para terminar Bachillerato como la autoselección de los propios estudiantes eligiendo es muy fuerte. Los que no han podido terminar tienen una media de 253 puntos. Los que optan por FPII- CFGS están 13 puntos por encima de ellos, los que comienzan Grado 34 puntos, los que comienzan licenciaturas 40 puntos. Bien mirado, estos parecen salirse de la pauta, pues solo superan en 5 puntos a los que han elegido un Grado¹¹.

¹⁰ La disminución en relación a los que abandonaron a los 16 tiene solo un 53% de probabilidades de originar una diferencia real, según la regresión de la Tabla 11B.

¹¹ Son solo 13, y es improbable ya hayan podido elegir realmente un máster, así que debe de tratarse de las licenciaturas sobrevivientes.

Tabla 2.12. Lectura PIAAC por cohortes de nacimiento y continuación en la escuela tras los 16 años

		ESTUDIOS INICIADOS				TOTAL
		FP1-BACH	CFGS-FPII	UNI1	UNI2	
C17/81-85	MEDIA	254,131	274,092	286,229	294,211	277,273
	CASOS	91	56	64	101	312
	DES. TIP.	39,103	36,829	32,640	32,542	38,819
C18/86-90	MEDIA	259,052	269,840	289,839	300,791	280,578
	CASOS	95	65	91	94	345
	DES. TIP.	37,413	31,558	30,456	35,339	37,844
C19/91-93	MEDIA	253,506	267,057	287,948	293,335	271,978
	CASOS	74	61	87	13	235
	DES. TIP.	33,423	33,069	31,005	26,507	35,392
TOTAL	MEDIA	255,751	270,215	288,204	297,130	277,156
	CASOS	260	182	242	208	892
	DES. TIP.	36,886	33,688	31,145	33,534	37,676

B. REGRESIÓN

Modelo		Coeficientes no estandarizados		Coeficientes tipificados	t	Sig.	R2
		B	Error típ.	Beta			
1	(Constante)	250,663	7,696		32,571	0,000	0,170
	EDAD	0,217	0,315	0,022	0,687	0,492	
	FPII	14,559	3,286	0,156	4,430	0,000	
	UNI1	32,628	3,045	0,385	10,714	0,000	
	UNI2	40,995	3,209	0,460	12,773	0,000	
2	(Constante)	242,291	12,968		18,683	0,000	0,170
	EDAD	0,574	0,545	0,057	1,052	0,293	
	FPII	14,190	20,617	0,152	0,688	0,491	
	UNI1	48,722	18,847	0,575	2,585	0,010	
	UNI2	64,513	23,240	0,724	2,776	0,006	
	EDAD*FPII	0,023	0,877	0,006	0,026	0,979	
	EDAD*UNI1	-0,697	0,808	-0,190	-0,864	0,388	
	EDAD*UNI2	-0,957	0,934	-0,274	-1,024	0,306	

Lo mismo que antes tras la ESO, no cabe atribuir estas diferencias más que a los procesos de selección, pues se dan sin que hayan tenido tiempo de actuar los nuevos estudios. En todo caso, el efecto de iniciarlos no puede haber sido muy grande, al menos si se juzga por el que parece producir su continuación (y eventual terminación) en las cohortes 18 y 17, que son prácticamente nulos. (Esta afirmación vale para las Licenciaturas, incluso aunque en la cohorte 19 casi nadie las haya iniciado, pues en las cohortes 18 y 17, cuando ya acogen a la mitad de los alumnos, sus distancias con las diplomaturas –ya no grados- se mantiene en unos 10 puntos). La Tabla 2.12B vuelve a mostrar que no hay diferencia estadísticamente significativa entre seguir cada tipo de estudios, aunque si alguien mejora menos son en todo caso los que van a la Universidad.

DISCUSIÓN

Hemos conseguido llegar a diversas estimaciones del efecto de los años de escuela sobre la CLP. Una regresión simple con todos los sujetos nos ha dado un coeficiente cercano a 6. El

análisis de las diferencias entre cohortes de edad lo ha recudido hacia 5. Esta estimación por la variación intercohortes coincide aproximadamente con la resultante de la variación intracohorte. Estas estimaciones reflejan la importancia de un año de escuela medio, pero no dicen mucho sobre si la escuela básica es más importante que el resto.

Combinar la separación por cohortes de nacimiento y por niveles de estudio tampoco arroja luz sobre los años de Enseñanza Básica, debido al consabido problema de la selección: según las cohortes son más jóvenes, los que no han pasado de Básica tienen más años de escuela, pero también han sufrido una selección negativa más fuerte. Ahora bien, para los años postobligatorios, las Tablas 2.7 y 2.8 sugieren más bien efectos pequeños o nulos. El hecho de que no se observe efecto del aumento de los años de escuela básica en las cohortes más jóvenes sugiere que son ineficaces los años que esos alumnos emplean en “titular”, es decir, a partir del año undécimo. También parecen ineficaces el resto de incrementos que a lo largo de la historia han experimentado los demás niveles de estudio, incluso con consideración –no mucha, probablemente, dado el tamaño de la muestra y lo repentino del cambio– debida a la excepción de la FPII.

Al no poder examinarse directamente la escuela básica, es muy importante confirmar la falta de efecto de los estudios posteriores. La estrategia de atribuir a la selección las diferencias entre los niveles y estimar el efecto de los años de escuela en cada nivel coincide en lo sustancial con lo anterior –efecto muy bajo– en Básica y en el Bachillerato, pero no en los tres niveles superiores. En estos se obtienen coeficientes de 2 y 3 puntos CLP por año de escuela, menores desde luego que el coeficiente medio de 5 puntos, y por tanto formalmente congruentes con la hipótesis de rendimientos decrecientes, pero incongruentes con lo visto en las cohortes 18 y 19 y con la experiencia.

En efecto, sería equivocado interpretar estos coeficientes como indicación de que los años de estudio universitarios siguen incrementando la CLP. Lo que en realidad significan es que incrementan la CLP los años que los alumnos se retrasan en acabar los estudios, hasta incluso pasados los 30. El retraso en la terminación de los estudios es un hecho frecuentemente lamentado, al que se calculan grandes costes y ningún beneficio y al que se intenta poner remedio por arbitrios varios. Si fuera verdad que cada año de demora aumenta en 3 puntos las competencias PIAAC, quizás habría que contemplarlos con mejores ojos. Un examen detallado de los datos –demasiado detallado para reportarlo aquí– sugiere que el estar matriculado en la Universidad no incrementa tanto los niveles de competencia. Dos factores de selección parecen inflar los coeficientes. Uno es que las ramas de estudio más selectivas –que PIAAC recoge sin mucho detalle– tienen carreras más largas de derecho y de hecho, por ejemplo, las carreras técnicas. Otro es que muchos estudiantes no se retrasan por torpeza, sino por otras razones, como el trabajo (a diferencia de los que siguen en EGB y Bachillerato). Además, están las deficiencias en la medición de los años de escuela.

Por fortuna, en la cohorte más joven, tenemos los efectos de la selección sin apenas contaminación de los efectos de la escuela. Además, sabemos positivamente por PISA que las cohortes de nacimiento inmediatamente mayores tenían las mismas competencias que esta más joven a la edad de 15 años, y que se distribuyeron en proporciones semejantes entre los

niveles de estudios. Por último, combinando la división en niveles de estudio con la división por cohortes de nacimiento podemos soslayar los defectos de la estimación de los años de escuela. Este procedimiento, que parece claramente superior a los otros, arroja resultados próximos a cero.

¿Cómo conciliar estas estimaciones tan bajas para los años de escuela postobligatorios con la estimación de 5 puntos PIAAC por año de escuela que resulta de la variación entre las cohortes de más edad? La manera más obvia es achacar el efecto medio a la escuela primaria, o a la básica, es decir, a los ocho primeros años de escuela, de acuerdo con la hipótesis de partida. Al comenzar la segunda mitad del siglo XX todavía muchos niños se quedaban por debajo de esos niveles de escuela, lo que dejaba su CLP potencial sin desarrollar. Durante la primera mitad del siglo XX se completó la escolarización básica. Esos fueron los años de escuela que produjeron el aumento de la CLP, y al mismo tiempo la disminución de su desigualdad y el aumento de su correlación con los años de escuela, antes mencionados. Desde la cohorte 15, ya en la segunda parte del siglo XX, todos los niños han sido objeto de esos años de escuela que desarrollan la CLP; el crecimiento, si bien pequeño, se ha limitado a los años de escuela postobligatorios, de impacto escaso o nulo sobre la CLP.

El hallazgo de que la escuela postobligatoria tiene resultados nulos o casi nulos se limita por lo pronto a las puntuaciones PIAAC en Lectura. Es fácil comprobar que vale también para las puntuaciones PIAAC en Matemáticas. Es, en cambio, obvio que no vale para las competencias concretas que se enseñan en la Secundaria Superior y en las Universidades.

El hallazgo se limita también por el momento a España, aunque los precedentes apuntan a que los datos PIAAC darán resultados semejantes en el resto de los países.

CONCLUSIONES

El punto de partida de este estudio es el consenso, compartido expresamente por los responsables de los estudios de literacia, de que esta no se adquiere únicamente en la escuela. Por analogía con el CI, con el que la literacia tiene estrecha relación, enunciaremos la hipótesis de que son más importantes los primeros años de escuela que los siguientes, cuyos efectos se hacen pronto irrelevantes, e intentamos contrastar la hipótesis con los datos PIAAC 2012 para España. Para resolver el problema de identificación que plantea la relación interactiva (o no recursiva) entre escuela y literacia, nos basamos en dos situaciones en las que parecen variar independientemente, la fecha de nacimiento y los niveles y modalidades de estudio.

Los resultados de los diversos análisis realizados parecen apoyar la hipótesis de partida. Del examen por cohortes de nacimiento resulta que un año de escuela producía en el primer cuarto del siglo XX un aumento de 5 puntos en la puntuación de la prueba PIAAC de Lectura. Más o menos 5 puntos resultan también de estimar una ecuación de regresión simple en las cohortes de nacimiento que han completado su escolaridad. No ha sido posible estimar por separado la importancia de la escuela básica, pero hemos llegado por tres vías distintas al

resultado de que los efectos de la escuela postobligatoria son menores que los medios. Por una, la menos fiable, se atribuye a cada año de estudios superiores un efecto máximo de 3 puntos. Por las otras dos, una de ellas claramente superior a todas porque se basa en puntuaciones observadas antes de la escuela, se llega a la conclusión de que el efecto es nulo o muy pequeño, incluyendo el de la continuación en la enseñanza básica. La conciliación más obvia de estas estimaciones se consigue suponiendo que la mayor parte del efecto, si no todo él, lo producen los primeros años de escuela.

Estos resultados están en consonancia con las teorías psicológicas del desarrollo y del aprendizaje sobre cuya base se desarrollaron las pruebas de literacia, con las teorías del desarrollo de la capacidad lectora, con la misma definición oficial de literacia y con una gran parte de la literatura empírica. Esta última coincidencia descarta en cualquier caso que se trate de una peculiaridad de las escuelas españolas.

Por último, conviene decir que la ineficacia de las instituciones de enseñanza postobligatoria sobre las competencias generales del tipo que miden las pruebas PIAAC tiene alguna importancia política, pues desacreditan la pretensión de que las fomenten.

REFERENCIAS

Brinch, Ch., y Galloway, T. (2012). Schooling in Adolescence Raises IQ Scores. *Proceedings of the National Academy of Science* 109 (2): 425–430.

Cahan, S., y Cohen, N. (1989). Age versus Schooling Effects on Intelligence Development. *Child-development* 60(5): 1239-49.

Carabaña, J., (1998). De cómo la LGE encogió el sistema educativo. pp. 13-26 en Ramón Garcés Campos (Coord), *VI Conferencia de Sociología de la Educación*, Zaragoza: Instituto de Ciencias de la Educación, Universidad de Zaragoza.

Carabaña, J., (2008). Las diferencias entre regiones y países en las pruebas PISA. Publicación electrónica, Colegio Libre de Eméritos, Madrid, 2008. (www.colegiodeemeritos.es/).

Carabaña, J., (2009). Los debates sobre la reforma de las enseñanzas medias y los efectos de ésta en el aprendizaje. *Papeles de economía española*, 119:19-35.

Carabaña, J., (2013). Crecimiento del Bachillerato e igualdad desde los años ochenta. *RASE*, 6(1):6-31.

Cascio, E.U., y Lewis, E. G. (2006). Schooling and the AFQT: Evidence from School Entry Laws. *NBER Working Paper 11113*. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research.

Ceci, S.J. (1991). How Much Does Schooling Influence General Intelligence and its Cognitive Components? A Reassessment of the Evidence. *Developmental Psychology* 27(5):703-22.

Colom, R., Pueyo, A, Espinosa, M., (1998). Generational IQ gains: Spanish data. *Personality and Individual Differences*, 14, 927-935.

Desjardins, R., (2003). Determinants of literacy proficiency: a lifelong-lifewide learning perspective. *International Journal of Educational Research*, 39:205-245.

Desjardins, R., Warnke, A. J. (2012). Ageing and skills. A review and analysis of skill gain and skill loss over the lifespan and over time. *Working Paper No. 72*. OCDE Directorate for Education.

Flynn, J., (1987). Massive IQ gains in 14 nations: what IQ tests really measure. *Psychological Bulletin*, 101(2), 171-191.

Godfredson, L., (2003) "G, jobs and life".C. 15 en Helmuth Nyborg (edit.) The scientific study of human intelligence. Tribute to Artur Jensen. Pergamon: New York.

Gluszynski, T. and Bayard J. (2010). "Does Reading Proficiency at Age 15 Affect Pathways through Learning and Work", *OECD Education Working Papers*, No. 31, OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/5kmldvwm3rbq-en>.

Grenier, S., y S. Jones, J. Strucker, T.S. Murray, G. Gervais and S. Brink (2008). Learning Literacy in Canada: Evidence from the International Survey of Reading Skills Catalogue no. 89-552-MIE – No.19. Statistics Canada.

Hansen, J. (2010), "How Does Academic Ability Affect Educational and Labour Market Pathways in Canada", *OECD Education Working Papers*, No. 30, OECD Publishing. doi: 10.1787/5kmldw10hl6l-en.

Hansen, K., Heckman, J.J., Mullen, K. J., (2004). The Effect of Schooling and Ability on Achievement Test Scores. *Journal of Econometrics* 121 (1-2): 39-98.

Hansen, J; Liu, X., (2013) "A structural model of educational attainment in Canada", Discussion Paper Series, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, No. 7237

Herrnstein, R. y Murray, Ch. (1994). *The Bell Curve: Intelligence and Class Structure in American Life*. New York: Simon and Schuster.

Jencks, Ch. (1972). The Quality of the Data Collected by *The Equality of Educational Opportunity Survey*. In *On Equality of Educational Opportunity*,(eds. Mosteller, F., and Moynihan, D. P.), pp. 437-512. New York: Vintage Books, Random House.

Jenkins, L., Baldi, S., (2000). *The National Adult Literacy Survey. An Overview*. Paris: OECD.

OECD (2001). *Knowledge and skills for life First results from the OECD programme for international student assessment*. Paris: OECD.

OECD (2010), *PISA 2009 Results: What Students Know and Can Do – Student Performance in Reading, Mathematics and Science (Volume I)* <http://dx.doi.org/10.1787/9789264091450-en>.

OECD and STATISTICS CANADA (2000). *Literacy in the Information Age. Final Report of the Internacional Adult Literacy Survey*. Paris:OECD.

Reder, S. (2012). *The Longitudinal Study of Adult Learning: Challenging Assumptions*. Montreal, QC: The Centre for Literacy. (Research Brief). 1-6.

Reder, S. (1998). Literacy selection and literacy development: Structural equation models of the reciprocal effects of education and literacy. In M. C. Smith (Ed.). *Literacy for the 21st century: Research, policy, practices, and the National Adult Literacy Survey*. (pp. 139-157). Westport, CN: Greenwood Publishing (Praeger).

Robles, J. A. (2013). Diferencias entre cohortes en España: el papel de la LOGSE y un análisis de la depreciación del capital humano. En INEE (edit.), *Programa Internacional para la Evaluación de las Competencias de la población adulta. 2013. Informe español. Análisis secundario. Vol. II*, pp. 177-204.

Schaie, K. W., (2013), *Developmental influences on adult intelligence: The Seattle longitudinal study*. New York: Oxford Univessity Press.

Shipley, L. and Gluzynski, Th., (2012) Life-path Outcomes at Age 25 Associated with Reading Ability at Age 15. *Statistics Canada Catalogue*. Number 81-004-X, vol. 8,(2). Ottawa.

Smith, M. C., Sheehan-Holt, J. K. (2000) Evaluation of the 1992 NALS background survey questionnaire an analysis of uses with recommendations for revisions. Working Paper 8/2000. National Center for Educational Statistics, Washington.

Sticht, T.G.; Armstrong, W. B. (1994). *Adult Literacy in the United States: A Compendium of Quantitative Data and Interpretive Comments*. San Diego Community Coll. District, Calif.National Inst. for Literacy.

Walsh, E. (2011). *School Entry Policies and the Value of a Year in (or out) of School*. http://www.aefp.cc/sites/default/files/webform/valueschool_9222011.pdf.

Winship, Ch., y Korenman, S. (1997). Does Staying in School Make You Smarter? The Effect of Education on IQ in The Bell Curved. In *Intelligence, Genes, and Success: Scientists Respond to The Bell Curve*, ed. Bernie Devlin, Stephen E. Fienberg, Daniel P. Resnick, and Kathryn Roeder, 215-34. New York: Springer- Verlag.

Villar, A., (2013). Formación y habilidades cognitivas en la población adulta española. Comparación intergeneracional de los conocimientos matemáticos a partir de los datos PIAAC. En INEE (edit.), *Programa Internacional para la Evaluación de las Competencias de la población adulta. 2013. Informe español. Análisis secundario. Vol. II*, pp. 205-226.Madrid: Autor.