



Universidad de
San Andrés

Universidad de San Andrés
Departamento de
Economía Licenciatura en
Economía

**Los determinantes de la decisión de
escolarización: un análisis para la Argentina
Actual**

Autor: Joaquín Casellas

Legajo: 24047

Mentores: Paula Razquin y Walter Sosa Escudero

Victoria, Buenos Aires

Diciembre de 2016

Índice:

1. Introducción.....	3
2. Marco Teórico.....	4
3. Tasas de Asistencia a la Educación Secundaria.....	8
4. Modelo y Metodología.....	15
1. Datos.....	17
5. Resultados Empíricos.....	23
1. Probabilidades Estimadas.....	31
2. Efectos Marginales.....	33
6. Conclusión.....	35
Bibliografía.....	37
Anexo.....	42

1. Introducción

La educación mejora las posibilidades de crecimiento de las personas, y es uno de los principales medios para reducir la pobreza y crecer económicamente. (Mankiw et. al 1992 y Breton 2004). Mejora la calidad de vida de las personas, sus ingresos futuros, promueve una población saludable y contribuye a crear una economía competitiva (UNESCO 2007,a; Banco Mundial, 2006; Hanushek y Wösmann, 2007; Hannum & Buchmann, 2005; Castelló-Climent, 2008). No será posible encontrar una sola agrupación o un solo sector social que no reconozca a la educación como un mecanismo fundamental para la promoción del bienestar de la población. De esta manera, no habrá tampoco una sola agrupación o un solo sector social que no admita que esta relación pueda ser estudiada desde distintas perspectivas y que una mera inspección sobre el tema requiere un análisis multidisciplinario complejo. La relación entre la educación y el bienestar económico de una sociedad tiene una magnitud tal que excede el espectro de una disciplina y es por eso que es estudiada por casi todas las ciencias humanísticas y sociales. Así, el estudio sobre la tasa de escolaridad en un país es siempre relevante.

Desde un punto de vista económico, el enfoque tradicional beckeriano (Becker 1965, 1981) de la decisión de estudiar tiene en cuenta a la educación como una alternativa que le permite al individuo incrementar su stock de capital humano. Siendo esta una decisión estrictamente económica, el individuo debe enfrentar los costos directos de educarse y aceptar una reducción en su flujo de ingreso futuro, que se debe a los ingresos que el individuo deja de percibir cuando se educa. De todos los posibles enfoques que se puedan elegir para abordar este problema, en el presente trabajo se tratará de analizar dicha cuestión desde el punto de vista económico, basándose en un modelo de elección binaria para determinar el efecto de las características socioeconómicas, de género y de hogar sobre la asistencia a la escuela secundaria en la Argentina del 2014, comparándola con los datos del 2004. En particular, en el siguiente trabajo el enfoque económico que se adopta se centrará principalmente del lado de demanda. Es decir, se estudiará la relación entre bienestar económico y educación desde el punto de vista de las familias y de los individuos que las conforman.

La Argentina ha sufrido en los últimos años tanto cambios estructurales en su sistema educativo como también cambios sociales cambios estructurales en su sistema educativo que hacen que la relevancia del estudio de la asistencia escolar aumente y por ello es necesario preguntarse si los parámetros que la determinan han cambiado desde la última vez que han sido estudiados. Es por

ello que este trabajo se encargará de actualizar lo hecho por Sosa Escudero y Marchionni (1999) para tratar de dilucidar los cambios en la probabilidad de asistencia y ver cómo cambió la manera en la que la estructura económica y social de los hogares afectan esta probabilidad, comparando los años 2004 y 2014. En este trabajo se examinará la validez de los modelos *logit* empleados en el trabajo de Sosa Escudero y Marchionni, bajo la hipótesis de que dicho tipo de análisis con el correr de los años tiende a explicar una menor proporción del fenómeno debido a que han habidos cambios sociales, económicos e institucionales que hacen que el panorama se complejice y cambie la naturaleza del problema, Esto quiere decir que los factores sobre los cuales se puede operar con el tiempo se vuelven menos significativos, y por ende, los objetivos de política se vuelven más complejos. Se estudiará entonces el rol que juegan la composición familiar del hogar, el género del alumno y el nivel de ingreso del hogar en el resultado de la decisión de las familias a mandar sus hijos a la escuela secundaria en Argentina. El estudio entonces está basado en la Encuesta Permanente de Hogares llevada adelante por el INDEC, ya que contiene microdatos con información tanto a nivel individual como familiar. Se analizarán los patrones de asistencia al secundario para los varones y mujeres en base al género de quienes toman esa decisión por ellos, así como también la influencia de la estructura económica y social en la cual dicha decisión esta contextualizada.

El trabajo estará estructurado de la siguiente manera. En la sección 2 se analizarán las distintas maneras de abordar el tema y se hará un repaso sobre la bibliografía relacionada al tema estudiado. En la sección 3 se analizarán las tasas de escolaridad en Argentina para el período 2004-2014 y se presenta un análisis descriptivo de las mismas. En la sección 4 se presentará la información disponible para los años 2004 y 2014 y se discutirá la metodología a utilizar para explorar los efectos de la composición familiar y el género en los datos de la EPH. La sección 5 presentará las estimaciones realizadas con los modelos elección binaria, se harán ejercicios de comparación entre los resultados de ambas muestras y se analizarán las probabilidades predichas por el modelo y sus respectivos efectos marginales. Por último, la sección 6 presenta los comentarios finales.

2. Marco Teórico

Desde la perspectiva económica, el primero de los académicos que haya descrito a la decisión de asistir a la escuela como una decisión proveniente de un análisis de costo-beneficio fue Adam Smith (1775). Un enfoque más moderno es el de la teoría del capital humano, en el que la

educación es una inversión en capital humano en función de mayores retornos en el futuro, de acuerdo a los estudios de Becker (1965), Schultz (1967) y Mincer (1973). Esta teoría, considera al capital humano como a cualquier otro tipo de capital, el cual es adquirido a través de un proceso de inversión en el cual el individuo decide invertir en años de educación adicionales sólo si los costos directos de educarse y la disminución de los ingresos potenciales son menores al diferencial de ingresos esperados resultantes de una mayor educación.

En el enfoque beckeriano de capital humano la decisión de educarse es resultante de un proceso de maximización de utilidad, el cual tiene como solución la función de producción del hogar y la función de inversión de la familia. El nivel óptimo de educación igual los beneficios y los costos marginales, y por ende, de haber una oferta perfectamente elástica de fondos para la educación, los recursos económicos y financieros de las familias no deberían ser factores relevantes en la determinación del nivel de educación que adquieren sus hijos. Teniendo en cuenta esto, entonces, cualquier diferencia entre los niveles de educación entre individuos debería responder a diferencias que no tengan que ver con las restricciones financieras de las familias. De acuerdo a Griliches (1974), uno de los mayores supuestos de la teoría de la toma de decisiones familiares es la existencia de una función de utilidad familiar. Becker (1974) muestra que al introducir la noción de *caring* (describiéndolo como la interdependencia de utilidades), se puede concluir que una familia puede comportarse como si tuviese una función de utilidad que le es común a todos sus miembros.

Por otro lado, abordando el tema desde el costado sociológico, hay un énfasis mayor en la habilidad de las familias para motivar a sus hijos y otorgarles habilidades necesarias para poder avanzar en el sistema educativo, de acuerdo a lo expuesto por Garasky (1995). La teoría de la socialización se enfoca en las diferentes maneras en las que las familias pueden incidir en el proceso educacional de sus hijos. La familia también funciona como proveedora de modelos o ejemplos a seguir para los hijos (Hess & Camera, 1979) y también contribuye a manejar el conflicto y el estrés, factores que a su vez pueden afectar el proceso de desarrollo educacional del niño, como se ve en Loh (1996). También se puede tomar a la familia como una institución que provee una estructura jerárquica de autoridad, el cual se termina convirtiendo en un factor fundamental a la hora de recorrer exitosamente el camino de sistemas ascendentes y verticales como el educativo, como exponen Weiss (1979) y Nock (1988).

En función a los factores socioeconómicos que influyen en la asistencia escolar, tanto en países desarrollados como en países en desarrollo, chicos de familias de mayores recursos socioeconómicos tienen más chances de permanecer en la escuela (Coleman et al., 1966; Shavit & Blossfield, 1993, Tansel, 2002, Glewe & Jacoby, 2004), ya que los costos asociados a la educación tienden a presentar una proporción menor del gasto familiar, y por lo tanto se convierten en un impedimento de menor relevancia a la hora de hacer el análisis costo beneficio para la familia al mandar a uno de sus integrantes al colegio. De esta manera, al contar con mayores recursos los costos de oportunidad asociados al trabajo o de traer ingresos adicionales al hogar se vuelven menos importantes a medida que el ingreso familiar crece, tal como está expuesto en Basu (1999). También, familias con mayores ingresos se ven afectadas en menor medida por las restricciones crediticias del momento. Siguiendo a Brown & Park (2002), Ersado (2005) y Edmonds (2006) se ha demostrado que la existencia de mercados de crédito imperfectos representa un obstáculo para la educación de niños de contextos socioeconómicos más vulnerables.

Dado el tipo de ejercicio econométrico que realizaremos, será difícil (más bien imposible) poder aislar cada una de estas teorías revisadas en esta sección para cuantificar tales efectos individualmente. Lo natural sería pensar que dichos efectos están interrelacionados, eliminando la posibilidad de hacer inferencia acerca del efecto individual de una variable, sin captar en parte el efecto de otra. Este hecho en cierta medida se relaciona con las preferencias de los padres, las cuales están influenciadas por su nivel educativo. Esto es, si los padres cuentan con un nivel educativo mayor van a tener preferencias más fuertes sobre la inversión en años adicionales de escolaridad.

Padres con mayores niveles de educación alcanzada van a valorar relativamente más a la educación que adquieren sus hijos, en vez de incentivarlos a entrar en el mercado laboral. Tansel (1997) estudia la importancia del nivel educativo de los padres y su efecto sobre los logros educativos de sus hijos, y la forma en que este efecto varía según se tenga en cuenta la educación del padre o la madre. Encuentra que excepto para China, la educación del padre generalmente es más importante que la de la madre. En función a esto, estudios como los de Shavit & Blossfeld (1993), Buchmann & Brakewood (2000), Smits (2007) evidencian que chicos con padres con niveles más altos de educación tienen una tendencia mayor a asistir al colegio, mientras que Breen & Goldthorpe (1997) encuentran un resultado similar al mostrar que padres que hayan

obtenido cierto nivel de educación tienden a querer que sus hijos obtengan ese mismo nivel de educación como mínimo.

Considerando al grupo de las mujeres en particular, la educación de la madre tiende a tener una importancia relativa mayor a la del padre, por ejemplo, en el estudio realizado por Gitter & Barham (2008) que encuentra para Nicaragua que la influencia de la madre sobre la toma de decisiones familiar esta medida como el número de años que fue educada en relación a los del padre.

Considerando la condición de actividad del padre (ocupado, desocupado, inactivo), aquellos que sean asalariados, y con especial énfasis en aquellos que se desempeñan en rubros no manuales, de prestar mayor atención a la importancia de la educación de sus hijos y por ende proveerles soporte emocional y motivación para que sigan en la escuela (Breen & Goldthorpe, 2005).

Regresando al enfoque Beckeriano, debemos revisar dos de los aspectos que también se analizarán en el presente trabajo: la composición familiar del hogar y el género. Siguiendo este esquema la composición del hogar afecta la manera en que la función de producción del hogar y las preferencias de la familia se forman, y por ende se altera el óptimo donde se igualan los costos y beneficios marginales. Por otro lado, teniendo en cuenta las teorías sociológicas, las distintas estructuras y composiciones familiares afectan el ambiente en el cual se toman las decisiones de escolarización de los niños. Siguiendo lo argumentado en Sosa Escudero & Marchionni (1999) los asuntos relacionados al género del alumno del alumno inciden de varias maneras en la decisión de escolaridad de las familias. La manera en que suelen hacerlo es mediante el establecimiento de normas sociales que establecen diferencias entre varones y mujeres. El género se convierte en un determinante de la escolaridad de dos maneras: La primera tiene que ver con el género de quienes forman parte de la decisión de escolaridad, es decir, de los jefes de hogar, y en segundo lugar, con el género de aquel cuya educación debe ser decidida.

La interacción del género con el nivel educativo alcanzado es también un determinante relevante en la decisión de escolarización de los jóvenes. El estudio realizado por Leibowitz (1974) explica que si bien la educación de ambos padres es importante, la educación del padre tiende a representar factores genéticos, mientras que la educación de la madre tiende a reflejar factores tanto genéticos como factores propios del hogar en el cual vive la familia. Pitt & Khandker (1997) por ejemplo, encuentran también que las madres hacen un uso más eficiente de los

recursos del hogar, en función de la relevancia que tengan para la familia. Esto quiere decir que, manteniendo todo lo demás constante, los hijos de familias que estén compuestas por uno de los dos padres van a estar mucho mejor educados cuando el jefe de hogar es mujer. Arends-Kuenning & Duryea (2006) encuentran que los distintos tipos de presencia parental afectan la probabilidad de que un niño salga del camino escolar. Usando datos de Brasil, Ecuador, Nicaragua y Panamá, encuentran que en las familias donde hay madres solteras la probabilidad de dejar la escuela es menor, debido a que tienen más necesidades que satisfacer a corto plazo. En función de estas restricciones socioculturales y contextuales que condicionan la decisión de invertir en escolaridad o no, el trabajo encuentra que no es lo mismo vivir en un hogar donde el jefe de hogar es mujer, ya que esto reduce las posibilidades de abandonar la escolaridad, comparado cuando el jefe de hogar es hombre.

Como fue mencionado anteriormente, los componentes de la familia también juegan un rol importante, de manera tal que las distintas estructuras familiares en los hogares tienen una incidencia distinta sobre la probabilidad de asistencia escolar. De acuerdo a Blake (1989) el número de hermanos tiene una correlación negativa con la asistencia en EEUU, evidencia que Pong (1997) y Knodel et. Al (1990) respaldan también para países en desarrollo. Además, se encuentra en Chernichovsky (1985) y Emerson & Portela Souza (2002) que no sólo el número de hermanos es relevante a la hora de explicar dicho fenómeno, sino que también, para países en desarrollo, los hijos más jóvenes tienen una probabilidad más alta de asistencia, por lo que el “orden” también es relevante cuando se lo hace interactuar con el género. .

3. Tasas de asistencia a la educación secundaria

En la presente sección se respaldará empíricamente el trabajo al presentar las tasas de asistencia de jóvenes de entre 11 y 18 años a la educación secundaria para el período que va del 2004 al 2014. El análisis de la evolución de las tasas de asistencia para el período 2004-2014 cobra mayor relevancia al ser contrastado con otros análisis de la misma índole para períodos anteriores. Por eso, encontramos que en Gasparini (2002) la asistencia a la escuela secundaria para el Gran Buenos Aires aumentó de manera sostenida durante las décadas de los 80 y los 90. En la década del 90 se encuentra que las tasas de asistencia tienen un aumento mayor que en la década de los 80 (de alrededor de 12 puntos porcentuales), en parte debido a la sanción de la Ley Federal de Educación (1993), que dictaba que los años de educación obligatoria pasasen de 7 a 10 años, por lo que el foco del aumento se concentró en el grupo etario de los 13-14 años. Por otro lado, Sosa

Escudero & Marchionni (1999) realizan un análisis similar pero con énfasis sobre la década comprendida entre los años 1988 y 1998 también para el área del Gran Buenos Aires, que coincide con lo que Gasparini encuentra ya que para 1998 la tasa de asistencia al nivel secundario era del 83.4% mientras que en 1988 era del 71.9%.

Para realizar este tipo de análisis, la población de interés es aquella que está conformada para todos los individuos, los cuales al momento de ser realizada la encuesta, la decisión de asistencia al colegio secundario haya sido relevante y determinada por factores familiares y de hogar. La muestra para las estimaciones y el análisis descriptivo entonces estará conformada por jóvenes entre 12 y 19 años, que son reportados como hijos del jefe de hogar y tengan educación primaria, que hayan contestado tener el secundario incompleto. De acuerdo a estas restricciones que fueron impuestas para la muestra, sobre todo el hecho de que los jóvenes sean hijos/as del jefe de hogar, se garantiza cierta homogeneidad de manera tal que las decisiones familiares sobre la escolaridad de los jóvenes se tomen en un contexto familiar similar. Para esta población a analizar, la variable de interés entonces toma un valor de 1 si reportan asistir a un establecimiento educativo, y 0 en caso contrario.

A continuación se presentarán una serie de gráficos y tablas que caracterizan la asistencia a la escuela secundaria para los grupos de individuos que componen las muestras de la EPH para la década comprendida entre el 2004 y el 2014.

En el cuadro 1 se reportan las tasas de asistencia en el nivel secundario, también desagregado por género. De esta podemos sacar dos conclusiones acerca de la evolución del contexto educativo en el país. En primer lugar hay un aumento [de las tasas de asistencia a la escuela secundaria, y por otro lado las tasas de asistencia se mantienen superiores en el grupo de las mujeres. Ambas tendencias se dan también en el análisis para 1988-98 en el trabajo de Sosa Escudero & Marchionni.

Cuadro 1

Tasas de asistencia al secundario, desagregadas por género

Año	Total	Varones	Mujeres
2004	89.41	87.85	91.00
2005	89.78	89.79	89.77
2006	90.65	91.11	90.19
2007	91.80	90.70	93.60
2008	90.51	89.86	91.18
2009	90.77	89.44	92.11
2010	91.96	91.54	92.37
2011	91.83	91.13	92.53
2012	92.24	91.67	92.81
2013	92.39	92.36	92.42
2014	92.70	91.18	94.30

En la primera columna se reportan las tasas de asistencia a la escuela secundaria para el total de la muestra, mientras que en la segunda se reportan las tasas de asistencia para cada sexo y el porcentaje de jóvenes que asisten a la escuela secundaria para dicho grupo. En la primer columna se puede observar el crecimiento de la tasa de asistencia entre 2004 y 2014, a un ritmo lento pero creciente, excepto para los años 2008 y 2009 donde la tasa de asistencia fue menor a la de 2007, pero para 2010] se recupera y alcanza casi un 92% de asistencia. Por su parte, las tasas de asistencia de hombres y de mujeres crecieron, ambas alrededor de 3 puntos porcentuales entre 2004 y 2014, pero con una marcada superioridad en las mujeres por sobre los hombres. Observamos el crecimiento en la asistencia de ambos géneros y por sobre todo la diferencia entre la asistencia entre hombres y mujeres, que excepto en 2005 y 2006, siempre es mayor para las mujeres.

A continuación encontramos el Cuadro 2 el cual busca mostrar la relación entre el ingreso familiar y la asistencia a la escuela secundaria. Se presentan entonces en el siguiente cuadro las distintas tasas de asistencia para cada decil de ingreso per cápita familiar. La información que nos presenta el Cuadro 2 nos permite inferir que las tasas de asistencia son crecientes tanto con el ingreso como con el tiempo.

En consecuencia con los datos presentados por el Cuadro 1 todos los deciles aumentaron su asistencia a la escuela secundaria. El grupo del primer decil aumento la asistencia de casi un 86% a un 89% en diez años. Podemos ver que a medida que el ingreso, y con este, las tasas de asistencia, hay menos margen para mejorar, por ende al comparar las tasas entre 2004 y 2014 vemos que los grupos que aumentan más su asistencia son aquellos grupos de ingresos más bajos. En cuanto a la pequeña caída percibida en las tasas a nivel general en 2008 y 2009, vemos que esa caída se dio en los deciles más altos que en los más bajos.

Cuadro 2: Evolución de las tasas de asistencia por decil de ingreso del hogar

Año/Decil	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2004	85,86	85,13	89,19	90,88	91,32	89,27	92,76	94,07	97,52	96,88
2005	85,19	83,40	88,81	88,72	92,93	88,93	90,79	95,03	95,03	96,56
2006	85,88	88,10	91,33	90,26	93,42	93,30	95,90	95,37	96,75	97,39
2007	87,17	88,96	91,93	90,49	90,55	92,25	93,83	93,30	96,15	95,92
2008	84,07	83,62	87,12	86,91	86,10	91,40	88,62	93,02	95,50	95,52
2009	86,83	90,18	91,43	88,33	92,68	91,79	94,40	94,86	97,42	96,97
2010	89	90,62	91,62	91,44	93,16	93,87	94,22	96,31	96,92	94,34
2011	89,37	89,79	90,53	91,93	93,51	95,3	95,51	95,77	96,97	97,21
2012	88,6	90,74	92,38	93,44	94,15	95,32	95,18	95,24	96,53	98,51
2013	90,16	92,11	90,99	90,77	93,49	94,9	98,04	97,5	96,62	95,24
2014	88,98	91,75	91,34	95,35	93,78	95,12	94,65	96,36	97,99	97,37

Cuadro 3: Evolución de las tasas de asistencia por edad

Edad/Año	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
12	97,89	98,11	98,43	98,72	99,53	99,57	99,29	98,98	98,78	99,69	99,38
13	98,66	99,27	98,12	97,51	99,32	99,64	99,48	99,18	99,04	99,65	99,03
14	98,56	97,96	98,57	95,18	98,89	98,4	98,62	98,31	98,05	97,78	98,06
15	95,17	95,96	95,72	91,41	95,98	97,46	96,73	95,6	94,99	97,02	96,22
16	95,01	92,03	92,76	85,72	91,81	95,06	92,56	94,09	92,24	91,22	93,32
17	86,43	83,5	86,25	77,7	84,4	88,86	87,94	84,88	87,25	88,97	91,28
18	74,14	62,68	64,2	63,53	65,9	75,27	68,46	71,58	73,27	71,43	83,12
19	56,4	42,99	44,18	51,09	42,34	49,48	51,33	52,74	59,05	55,35	74,87

Por su parte, el cuadro 3 muestra las tasas de asistencia por edad. Se observan tasas más altas para los individuos más jóvenes, probablemente debido a que al pasar los años el costo de oportunidad de asistir a la escuela secundaria crece, ya que las posibilidades de empleo son mayores para jóvenes de más edad. Por ejemplo, en 2005 casi todos los individuos de entre 12 y 14 años asistían a la escuela secundaria, mientras que sólo el 62% de los jóvenes de 18 todavía asistían a la secundaria. En cambio, para 2014, la tendencia entre los grupos más jóvenes se mantiene (si bien aumenta levemente) pero la mejora entre los jóvenes de mayor edad es notable, de aquel 62% en 2004 se pasa a un 83,12% en 2014 para los jóvenes de 18 años, es decir, que la deserción escolar de alumnos en los últimos dos años de colegio se redujo notoriamente. Lo observamos más claramente a continuación con la figura 2, donde se ve con claridad la brecha entre ambos grupos de las muestras.

El siguiente cuadro nos informa acerca de cómo se comporta la decisión de trabajar y de estudiar al mismo tiempo. Dicha proporción de 2004 a 2014 decrece, pero con un leve aumento en los años 2013 y 2014 respecto al mínimo que se alcanza en 2012 de 2.93%. Por otro lado, lo que podemos observar es que la proporción de hombres que trabaja y estudia al mismo tiempo siempre es mayor a la proporción de las mujeres en la misma situación.

Cuadro 4: Proporción de alumnos de secundario económicamente activos (ocupados más desocupados)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Total	5.53	5.02	5.2	4.15	4.70	3.77	3.56	3.37	2.93	3.48	4.16
Hombres	6.83	6.08	6.16	4.92	5.99	4.66	4.62	4.10	3.62	3.98	5.07
Mujeres	4.25	3.96	4.22	3.41	3.40	2.89	2.52	2.63	2.24	2.97	3.23

En el cuadro 5 encontramos la tasa de asistencia de la muestra según la condición de actividad de los adolescentes, haciendo la distinción pertinente entre ocupados, desocupados e inactivos. Teniendo el rango de edades que seleccionamos, y el tipo de decisión que estamos estudiando, es natural que encontremos una gran mayoría de adolescentes inactivos.

Cuadro 5: Tasa de asistencia de la muestra según condición de actividad

Estado/Año	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Ocupado	53.62	49.09	48.80	62.83	45.15	53.19	55.43	45.06	45.97	49.32	63.93
Desocupado	53.64	43.57	44.57	66.73	35.66	42.99	61.86	43.21	32.20	37.97	69.39
Inactivo	95.04	92.49	93.07	93.17	92.80	94.69	93.63	92.58	93.41	93.57	95.14

Lo destacable del cuadro anterior es que la tasa de asistencia para los inactivos se encuentra siempre por encima del 92% de asistencia, y alcanza un pico máximo en 2014 llegando al 95.14%.

Como fue repasado en la sección 2, las características del hogar y quienes lo componen son factores claves a la hora de explicar la asistencia escolar. El hecho de que ambos padres estén o no en la casa (es decir, si los jefes de hogar viven con su pareja o no) cambia el entorno en el cual se toman las decisiones de escolaridad, y esto es lo que el siguiente cuadro intenta mostrarnos. Dividiendo a la muestra según la completitud del núcleo conyugal, encontramos que las tasas de asistencia siempre son mayores cuando el núcleo conyugal es completo (es decir, cuando ambos padres están presentes). Para el grupo de las familias completas, la asistencia promedio durante la década analizada es de 91,21% mientras que para el segundo grupo fue de 86,35%, mostrando una clara tendencia en la que las familias con núcleos conyugales completos tienden a tener una tasa de asistencia más alta.

Cuadro 6: Tasas de asistencia según la conformación del núcleo familiar

Año	Completa	Incompleta
2004	92.25	85.39
2005	89.67	85.39
2006	90.45	83.63
2007	90.07	85.36
2008	90.03	82.98
2009	90.79	85.90
2010	91.24	87.41
2011	91.05	87.28
2012	91.48	89.07
2013	91.81	88.69
2014	94.49	88.65

4. Modelo y Metodología

Estimaremos un modelo de elección binaria utilizando como variable explicada si el joven de 12 a 19 años asiste o no a la escuela secundaria.

Suponiendo racionalidad de los agentes (y por lo tanto, racionalidad en las familias como grupos de agentes), la decisión de que los adolescentes de su familia asistan a la escuela se toma comparando las utilidades de asistir o de no asistir. Como la EPH contiene información tanto del individuo como de su familia, es posible inferir que si el individuo asiste a la escuela secundaria es porque la utilidad de asistir es mayor a la de no asistir.

Siguiendo a Marchionni & Sosa Escudero (1999), supongamos que U_i^* es la brecha de utilidades entre asistir a la escuela y no hacerlo para el individuo i está dada por:

$$U_i^* = X_i\beta + \mu_i$$

Donde X es el vector de variables explicativas y μ representa las características no observables que afectan la utilidad del individuo.

Por lo tanto, se define al indicador $asiste_i$. Este toma valor 1 si el sujeto asiste a la escuela secundaria y 0 en todos los demás casos. Entonces:

$$asiste_i = 1 \text{ si } U_i^* > 0$$

$$asiste_i = 0 \text{ si } U_i^* < 0$$

Entonces la probabilidad de que el individuo i asista a la escuela está dada por:

$$\text{Prob}[asiste_i = 1 | X_i] = \text{Prob} [U_i^* > X_i\beta] = \text{Prob}[\mu_i > X_i\beta] = F[X_i\beta]$$

Donde tenemos a F que es la función de distribución de probabilidades de μ_i . Esto hace que trabajemos con un modelo de índice simple, ya que la probabilidad del resultado depende del valor del índice lineal $X_i\beta$. Dado este contexto, el ejercicio econométrico del presente trabajo consiste en encontrar estimaciones para el vector β . Cada elemento de este vector mide el efecto de un cambio marginal en un determinado atributo del individuo i sobre el índice lineal, y consecuentemente, sobre la brecha de utilidades U_i^* . Es imperioso conocer la distribución del término de error para poder proceder con la estimación. Si suponemos que μ_i tiene una

distribución logística estamos hablando de un modelo logit mientras que si tiene una distribución normal estaríamos hablando de un modelo probit.

Hay una gran cantidad de estudios que usan regresiones con modelos logit, como por ejemplo, Blanchard & Sinthou (2011), Townsend et. Al (2008) y Shahidul (2012). Por otro lado encontramos en la familia del probit a estudios como los de Hanushek et. Al (2008), Roebuck et. Al (2004) y Dearden et. Al (2009). Según lo expuesto por Kinney y Dunson (2006) los modelos logit son preferibles a los probit porque tienen una interpretación más “intuitiva” de los coeficientes de la regresión.

Sin embargo, una regresión por MCO también puede ser usada si la variable es binaria, de acuerdo a lo expuesto por Pohlman & Leitner (2003). Estos comparan modelos MCO y Logit que tratan de explicar la deserción escolar en la educación secundaria. En dicho trabajo concluyen que las regresiones con modelos Logit proveen estimadores más precisos de las probabilidades de la variable dependiente. La desventaja de los mínimos cuadrados ordinarios reside en que las probabilidades estimadas pueden caer fuera del rango admisible de $[0,1]$, el supuesto de la distribución normal puede ser puesto en jaque por una variable dependiente binaria y, por último, pueden aparecer problemas de heterocedasticidad. Las regresiones logit se sobrepone a problemas de heterocedasticidad, de acuerdo a Hosmer & Lemeshaw (2004).

Teniendo en cuenta lo anteriormente expuesto, más la complejidad del fenómeno que se está estudiando donde los factores que inciden son múltiples y no existe encuesta que pueda captarlos a todos, las características personales y familiares que estas encuestas no pueden captar y que influyen en la decisión de asistir o no a la escuela secundaria, las modelamos bajo los supuestos de la distribución logística, completando el modelo que se estimará basándose en los siguientes supuestos:

$$Y_i \sim \text{Be}(p_i, n_i) \text{ para } i = 1, 2, \dots, m$$

Donde se le asigna un 1 al éxito (en este caso, la asistencia a la escuela secundaria) y 0 al caso contrario. La asistencia a la escuela secundaria se mide si el individuo reporta tener la educación secundaria incompleta pero contesta que actualmente asiste a un establecimiento educativo. Los números de ensayos son conocidos (la cantidad de observaciones, o el tamaño de la muestra sobre la cual se corre la regresión) y las probabilidades de éxito son desconocidas.

Entonces el modelo se obtiene en función de lo que cada observación y el conjunto de variables explicativas puedan informar sobre la probabilidad final. Por lo tanto el modelo toma la forma:

$$p_i = E\left(\frac{y_i}{n_i} \mid X_i\right).$$

Los logaritmos del odds ratio (o razón de momios) son modeladas como una función lineal de las X_i :

$$\text{logit}(p_i) = \ln\left(\frac{p_i}{1 - p_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i} + \dots + \beta_k X_{k,i}$$

Entonces los parámetros β nos indicarán el efecto de X sobre el logaritmo de la razón de probabilidades, y estos serán estimados por máxima verosimilitud.

1. Datos

El trabajo está basado en la información provista por la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC para el año 2014, combinando la información de los 4 trimestres en los que se realiza la encuesta. La EPH consiste de un cuestionario familiar y de uno individual, y se han combinado ambas bases de datos para poder inferir el efecto de variables del hogar sobre la decisión (familiar) de mandar a uno de sus individuos a la escuela. La encuesta cubre el 62% de la población total del país, enfocándose únicamente en poblaciones urbanas. Lo que quiere decir que dejaremos fuera de nuestro análisis, considerándolo como un fenómeno distinto, a la asistencia al nivel secundario para adolescentes que viven en zonas rurales.

La primera salvedad que debemos hacer es que para el estudio sobre el cual compararemos nuestros resultados, la metodología de medición de la EPH era distinta. Para 1999 la EPH (también llamada EPH Puntual) cubría 25 centros urbanos, representando el 70% de la población urbana de ese entonces. El formato de entrevistas consistía de 2 cuestionarios, uno sobre la familia y otro personal, y cada familia era entrevistada durante cuatro “olas” bi-anales (la tercer semana de Mayo y Octubre, durante 2 años).

En cambio, el formato de EPH que estaremos estudiando en el presente trabajo es el que corresponde a la nueva implementación que data del año 2003 (EPH Continua). Las diferencias entre las EPH del 1999 y las encuestas realizadas a partir de 2003 son principalmente metodológicas y operacionales. Dicha reformulación tuvo como objetivo medir los cambios intra-

anuales (los cuales no estaremos evaluando, ya que incluimos a todos los individuos una sola vez, es decir, sólo aparecen en el primer trimestre en el que fueron entrevistados) y ampliar la cobertura geográfica. La ventana de observación de la encuesta cambia, y ahora consiste en todo un trimestre, por lo que los datos con los que trabajaremos no están expuestos al sesgo causado por una “semana atípica” que podía presentar errores, al tomarla como representativa de la situación de un hogar. En cambio, ahora contamos con información que abarcan períodos más amplios de tiempo y por ende son más fidedignos. Sin embargo, el abordaje conceptual de dicha encuesta no cambió sustancialmente, lo que implica que las variables centrales medidas y estudiadas en el formato anterior no varían, lo cual nos sigue permitiendo usar el trabajo de Sosa Escudero & Marchionni como ancla comparativa. Dichos cambios nos permiten abarcar un espectro mayor de la población, para tener una muestra más representativa y amplia. Además, a la vez de tener un conjunto informativo más grande que el de 1999, el desarrollo metodológico y operacional nuevo nos permite tener acceso a datos mejor medidos y por ende, con menos errores.

Este estudio se diferencia de la mayoría de los trabajos relacionados en cuanto al indicador sobre el cual se centra. Generalmente estudios de este tipo, suelen utilizar datos de panel lo suficientemente largos como para cubrir los antecedentes del sujeto (ej: Hanushek, Lavy & Hitomi, 2006 o Mahuteau & Mavromaras, 2013). Debido a la información que la EPH pone a disposición, solo es posible determinar si el sujeto asiste o no a la escuela en el momento de ser encuestado, y no es posible estudiar el efecto de preguntas de tipo “históricas”, ya que las preguntas realizadas en la EPH refieren únicamente a la realidad que viven en el momento. Por lo tanto, este trabajo se centra sobre la asistencia a la escuela en el sentido más estricto de la palabra, a diferencia del resto de los trabajos que se enfocan en el nivel educativo alcanzado. Debido a que la estructura del panel de la EPH solo abarca dos años, no contiene preguntas que hagan referencia al historial de las familias o de hechos pasados que afecten la trayectoria de un individuo en el sistema educativo. Esto sería, por ejemplo, si se quiere estudiar el efecto de la disolución familiar, o de algún suceso adverso en la familia. Sin ir más lejos el desempeño escolar previo podría ser de relevancia también para explicar la asistencia a nivel secundario. Teniendo en cuenta esto, para nuestro análisis tendremos en cuenta únicamente las variables que hacen referencia al momento en que la encuesta es realizada.

Debido a que estaremos realizando dos estimaciones para dos muestras distintas, los criterios de selección deben ser los mismos. Entonces para la muestra del 2004 como para la muestra del 2014 la población está compuesta por jóvenes que hayan decidido o no asistir a la escuela, y que sus familias hayan tenido influencia en esa decisión. La población de interés, entonces, estará conformada por aquellos varones y mujeres entre 12 y 19 años, clasificados como hijos e hijas el jefe de hogar.

Como fue explicado anteriormente, la variable a ser analizada en este trabajo será un indicador binario que toma valor 1 si el individuo asiste a la escuela secundaria y 0 en caso contrario. La decisión de estudiar, como bien fue mencionado antes, es el resultante de un problema de maximización de utilidades donde la utilidad de asistir a la escuela debe ser mayor a la de no asistir. Consecuentemente, observaremos que este indicador binario tomará valor 1 si la utilidad de asistir es mayor a la de no asistir.

Teniendo en cuenta también que el género puede impactar de dos maneras sobre la educación de un individuo. Primero, en cómo la educación de los padres y el ingreso familiar pueden afectar el desempeño educativo de uno de sus hijos, de acuerdo a la composición de género de la familia.. Segundo, en la manera en la que los distintos factores afectan de maneras diferentes a ambos géneros.

En cuanto a esta segunda opción, el siguiente cuadro nos muestra las tasas de asistencia por género para cada año. Cada celda tiene tres indicadores distintos: el primero, hace referencia al número de individuos que componen dicha clasificación. El segundo, a la proporción de individuos que componen dicha clasificación de acuerdo a lo que indica la columna, y tercero, a la proporción de individuos en la clasificación que imponen las columnas.

Cuadro 7: Asistencia Escolar y Género para cada muestra
2014 2004

Asiste	Genero			Asiste	Genero		
	Mujer	Varón	Total		Mujer	Varón	Total
No asiste	129	210	339	No asiste	114	156	270
	38,05%	61,95%	100,00%		42,22%	57,78%	100,00%
	6,79%	7,43%	14,22%		6,79%	7,43%	14,22%
Asiste	2136	2171	4307	Asiste	1152	1128	2280
	49,59%	50,41%	100,00%		50,53%	49,47%	100,00%
	93,21%	92,57%	185,78%		91,00%	87,85%	89,41%
Total	2265	2381	4646	Total	1266	1284	2550
	48,75%	51,25%	100%		49,65%	50,35%	100%
	100%	100%	100%		100%	100%	100%

Ambos cuadros nos muestran una tendencia interesante. Para 2004 y 2014 en el grupo de aquellos jóvenes que no asisten, la predominancia de los varones es notable (61,95% y 57,78%). Mientras tanto, en el grupo de aquellos que sí asisten a la escuela secundaria la composición en cuanto al género está casi igualada. Además, la proporción de mujeres que asiste a la escuela es mayor en ambos años (aunque por una diferencia mínima en 2014).

Para realizar el análisis propuesto en el trabajo, también es importante definir primero que entenderemos por estructura familiar y de hogar en este trabajo. Siguiendo la misma metodología que en el trabajo de Sosa Escudero & Marchionni, y también de acuerdo a la información disponible a partir de la EPH, la unidad de análisis serán los adolescentes, aunque también se tendrán en cuenta a los atributos de las familias de cada uno de los adolescentes. La definición de hogar es la que se usa en Deaton (1997) en la que se la emplea para asociar a un grupo de gente

viviendo y comiendo juntos, que comparten recursos con el fin de asegurarse y promover el bienestar de todos sus integrantes (Bryant, 1990).

Siguiendo a Torrado (1998), es relevante hacer la distinción entre los distintos tipos de hogares que pueden aparecer en la encuesta. Una de estas categorías son los hogares conyugales multipersonales, que se define como un grupo de dos o más personas que comparten el mismo techo, y algunas otras necesidades básicas. El término “conyugal” refiere a que existe un vínculo conyugal en la familia. Puede ser una pareja, casada o no, una pareja con uno o más hijos, o un padre o madre solo con uno o más hijos. Lo importante es que siempre haya un jefe de familia, que de acuerdo a la EPH debe ser reconocido como tal por los otros miembros del hogar. Para encontrar características comunes que delimiten distintos tipos de hogares, se hará distinción entre familias completas (con padre y madre presente) e incompletas (madre o padre), y entre hogares en los cuales el jefe es varón y hogares en los que el jefe es mujer.

Dentro del grupo de los hogares completos, se hará distinción entre las parejas legalmente casadas y las que no, y para el grupo de las familias incompletas se hará distinción entre viudos, divorciados y solteros (dependiendo del estado del jefe de familia).

En cuanto a la estructura familiar, el número de hermanos también se convierte en un factor determinante, ya que modifica la manera en que los recursos se asignan intrafamiliarmente. Debido a que esta asignación de recursos depende de la cantidad de recursos disponibles, se vuelve indispensable controlar por el ingreso per cápita familiar. Una vez hecho esto, de acuerdo a Sosa Escudero & Marchionni, al controlar por el ingreso per cápita el número de hermanos debería reflejar el efecto del tamaño familiar que no es capturado por el nivel de los recursos financieros. Lo que esto intenta reflejar es que un aumento en el tamaño de la familia que no mueve el ingreso familiar per cápita, tiene un efecto sobre la educación que no está relacionado sobre los recursos financieros de la familia. En función a la metodología de Sosa Escudero & Marchionni, y de acuerdo a lo postulado por Emerson & Portela Souza (2008) el orden de nacimiento de los hijos es una variable que determina la asignación de recursos intrafamiliar. La variable edad también será medida, ya que puede reflejar los costos de oportunidad crecientes o efectos de inercia.

El ingreso del hogar será medido como el logaritmo natural del ingreso per cápita (*lipcf*), de manera tal que refleje los recursos disponibles para financiar la educación. También habrá otra

variable que represente la proporción del ingreso que viene del jefe de hogar (*incomeh*). Cuanto menor sea esta proporción, habrá mayores incentivos para que otros miembros de la familia quieran insertarse en el mercado laboral. A su vez, cuanto menor sea la proporción del ingreso que gane el jefe de hogar, el total del ingreso familiar provendrá de diversas fuentes por lo que dará cuenta de un ingreso más estable. Se hará interactuar esta variable con *femhead* para ver si este efecto cambia cuando el jefe de hogar es mujer.

La próxima tabla muestra las tasas de asistencias para cada decil de ingreso en cada año. Observamos que a medida que crece el ingreso per cápita la asistencia es mayor en la muestra.

Cuadro 8: Asistencia Escolar y Género para cada muestra

2014				2004			
Decil	No Asiste	Asiste	Total	Decil	No Asiste	Asiste	Total
1	11.02	88.98	100.00	1	12.53	87.47	100.00
2	8.25	91.75	100.00	2	13.01	86.99	100.00
3	8.66	91.34	100.00	3	8.19	91.81	100.00
4	4.65	95.35	100.00	4	8.12	91.88	100.00
5	6.22	93.78	100.00	5	8.86	91.14	100.00
6	4.88	95.12	100.00	6	10.40	89.60	100.00
7	5.35	94.65	100.00	7	6.21	93.79	100.00
8	3.64	96.36	100.00	8	6.11	93.89	100.00
9	2.01	97.99	100.00	9	2.48	97.52	100.00
10	2.63	97.37	100.00	10	3.19	96.81	100.00

La educación de los padres es otra variable que fue elegida, pero es importante identificar que puede haber cierta correlación entre la educación de ambos padres. De hecho, para la muestra del

2004 es de 0.38 y para la de 2014 es de 0.32. Por último, la variable de desempleo, por su parte, será medida para tanto para el padre como para la madre.

5. Resultados Empíricos

La presente sección dará cuenta de los resultados de las estimaciones y de la interpretación de los modelos logits aplicados. Se analizarán los pseudo R-cuadrado, las significatividades de las variables, las probabilidades predichas por el modelo y los efectos marginales.

A continuación el cuadro 9 describe las variables y como fueron construidas

Cuadro 9: Descripción de las variables explicativas del modelo

Variables	Descripción		
Asiste	1 Si asiste a la escuela secundaria	Union	1 Si los padres están unidos pero no casados
Age	Edad (en años)	Marriage	1 Si los padres están casados
Age2	Edad al cuadrado	Divorced	1 Si los padres están divorciados
Lipcf	Logaritmo natural del ingreso per cápita del hogar	SP	1 Si padre soltero
Medu	Años de educación de la madre.	Wdw	1 Si padre viudo
Fedu	Años de educación del padre	Incomeh	Proporción del ingreso familiar ganada por el jefe
Funemp	1 si el padre es desempleado	Incfem	Incomeh*Femhead
Munemp	1 si la madre es desempleada	Unskh	1 Si el jefe terminó el secundario
Siblings	Número de hermanos	Eldest	1 Si es el hijo mayor
Femhead	1 si jefe de hogar es mujer		

Las siguientes tablas presentan la estadística descriptiva básica para toda la población de ambos años, tanto para los que asisten como para los que no. El cuadro 10 realiza el mismo tipo de estadística descriptiva para varones y mujeres de cada muestra.

Cuadro 10: Estadística descriptiva para las variables de la muestra de cada año

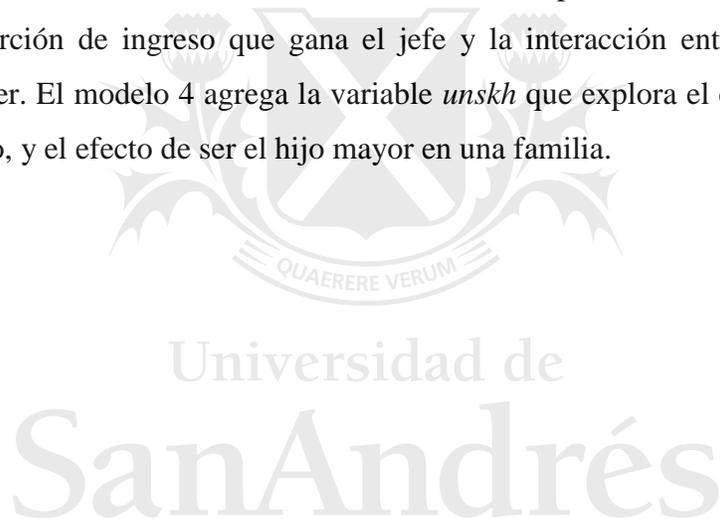
2004						
Variabes	Todos		Asiste		No Asiste	
	Media	SD	Media	SD	Media	SD
Age	15.82	1.64	15.66	1.58	17.36	1.45
Lipcf	5.16	0.93	5.19	0.94	4.90	0.83
lpcf	263.66	319.84	271.82	329.94	184.75	179.12
Medu	9.54	4.73	9.83	4.70	6.78	4.12
Fedu	7.68	5.40	7.98	5.43	4.86	4.16
Funemp	0.04	0.20	0.04	0.20	0.02	0.13
Munemp	0.06	0.23	0.06	0.23	0.05	0.22
Siblings	0.48	0.64	0.48	0.64	0.53	0.64
Femhead	0.25	0.44	0.24	0.43	0.35	0.48
Marriage	0.64	0.48	0.66	0.48	0.50	0.50
Union	0.12	0.33	0.12	0.33	0.13	0.34
Sp	0.04	0.19	0.03	0.17	0.08	0.28
Wdw	0.04	0.20	0.04	0.20	0.07	0.25
Divorced	0.16	0.36	0.15	0.36	0.22	0.41
Incomeh	0.66	0.32	0.67	0.32	0.55	0.32
Incfem	1.22	2.17	1.17	2.15	1.64	2.31
Unskh	0.58	0.49	0.55	0.50	0.83	0.37
Eldest	0.78	0.42	0.79	0.41	0.66	0.48

2014

Variables	Todos		Asiste		No Asiste	
	Media	SD	Media	SD	Media	SD
Age	15.45	2.09	15.30	2.05	17.33	1.59
Lipcf	7.54	0.77	7.56	0.77	7.25	0.75
lpcf	2508.94	2236.65	2561.74	2275.17	1837.99	1521.94
Medu	9.95	4.90	10.19	4.84	6.83	4.55
Fedu	7.38	5.68	7.60	5.68	4.54	4.91
Funemp	0.01	0.12	0.01	0.12	0.01	0.12
Munemp	0.04	0.18	0.03	0.18	0.05	0.22
Siblings	0.62	0.78	0.61	0.76	0.77	0.97
Femhead	0.32	0.47	0.31	0.46	0.40	0.49
Marriage	0.44	0.50	0.46	0.50	0.24	0.43
Union	0.25	0.43	0.25	0.43	0.28	0.45
SP	0.08	0.27	0.08	0.27	0.12	0.33
Wdw	0.03	0.16	0.03	0.16	0.04	0.20
Divorced	0.15	0.36	0.15	0.36	0.18	0.38
Incomeh	0.64	0.33	0.65	0.33	0.51	0.33
Incfem	2.36	3.48	2.32	3.47	2.85	3.55
Unskh	0.50	0.50	0.49	0.50	0.63	0.48
Eldest	0.74	0.44	0.75	0.43	0.60	0.49

Las siguientes tablas presentarán las estimaciones de los modelos logit de asistencia escolar. Para los dos años pertinentes, los modelos fueron estimados de manera separada tanto para varones como para mujeres. Se espera que estos indicadores capturen más de un efecto, ya que hay muchos factores que están interrelacionados. Por eso se decidió estimar varios modelos utilizando distintas variables explicativas, para ver cómo cambian los resultados en función a la inclusión/exclusión de las mismas

Se comienza con un modelo “base”, que explora los efectos de las las siguientes variables de control: educación de los padres, condición de actividad del adolescente, numero de hermanos, logaritmo del ingreso per cápita y la edad del adolescente. El segundo modelo busca ya explorar el efecto de las estructuras familiares. El tercer modelo explora los efectos del ingreso al incorporar la proporción de ingreso que gana el jefe y la interacción entre esta variable y la dummy de jefe mujer. El modelo 4 agrega la variable *unskh* que explora el efecto de ser o no un trabajador calificado, y el efecto de ser el hijo mayor en una familia.



Cuadro 11: Modelos 1 y 2

VARIABLES	2014		2004		2014		2004	
	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres
Age	-0.579 (0.851)	-1.545 (0.979)	0.465 (0.833)	-0.0345 (0.942)	-0.725 (0.862)	-1.551 (0.983)	0.358 (0.843)	-0.0424 (0.946)
age2	-7.08e-05 (0.0257)	0.0342 (0.0299)	-0.0352 (0.0253)	-0.0162 (0.0289)	0.00413 (0.0260)	0.0343 (0.0300)	-0.0322 (0.0256)	-0.0162 (0.0291)
Lipcf	0.37 6*** (0.112)	0.222 (0.145)	0.0817*** (0.0240)	0.0576** (0.0289)	0.345*** (0.115)	0.214 (0.147)	0.362*** (0.112)	0.334** (0.142)
Medu	0.0825*** (0.0188)	0.131*** (0.0249)	0.0750*** (0.0228)	0.129*** (0.0298)	0.0783*** (0.0213)	0.125*** (0.0276)	0.0711*** (0.0260)	0.114*** (0.0341)
Fedu	0.0588*** (0.0212)	0.0541** (0.0259)	0.402*** (0.109)	0.355** (0.140)	0.0674*** (0.0249)	0.0481 (0.0330)	0.0811*** (0.0293)	0.0505 (0.0372)
Funemp	0.579 (1.050)	-1.136* (0.594)	0.641 (1.061)	-0.875 (0.598)	0.325 (1.051)	-1.166** (0.593)	0.353 (1.060)	-0.906 (0.599)
Munemp	-0.875** (0.355)	0.170 (0.572)	-0.932** (0.370)	0.320 (0.590)	-0.864** (0.357)	0.124 (0.574)	-0.971*** (0.372)	0.244 (0.588)
Siblings	-0.232** (0.0927)	-0.165 (0.117)	-0.258*** (0.0961)	-0.137 (0.124)	-0.216** (0.0949)	-0.175 (0.120)	-0.263*** (0.0987)	-0.150 (0.128)
Femhead	0.213 (0.219)	-0.627** (0.254)	0.382* (0.231)	-0.528** (0.266)	0.0122 (0.256)	-0.678** (0.305)	0.0224 (0.271)	-0.674** (0.321)
Divorced					0.493 (0.392)	0.274 (0.460)	0.942** (0.436)	0.530 (0.506)
Wdw					0.338 (0.498)	0.391 (0.613)	0.444 (0.540)	0.398 (0.644)
unión					-0.428 (0.377)	0.0704 (0.484)	-0.162 (0.431)	0.162 (0.540)
Sp					0.300 (0.419)	0.0835 (0.475)	0.678 (0.461)	0.348 (0.519)
Marriage					0.342 (0.395)	0.299 (0.484)	0.831*** (0.214)	0.303 (0.295)
Constant	8.214 (7.075)	16.13** (8.088)	0.358 (6.882)	4.029 (7.710)	9.623 (7.177)	16.19** (8.147)	1.337 (6.981)	4.141 (7.765)
Observations	2,376	2,251	2,248	2,117	2,376	2,251	2,248	2,117
Pseudo R2	0.211	0.192	0.245	0.218	0.224	0.193	0.261	0.221

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Cuadro 12
Modelos 3 y 4

VARIABLES	2014		2004		2014		2004	
	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres
Age	-0.633 (0.862)	-1.478 (0.980)	0.398 (0.848)	0.0233 (0.945)	-0.741 (0.872)	-1.583 (0.985)	1.910 (1.294)	-1.493 (1.646)
age2	0.00156 (0.0260)	0.0322 (0.0299)	-0.0332 (0.0258)	-0.0180 (0.0290)	0.00418 (0.0262)	0.0339 (0.0300)	0.0777** (0.0388)	0.0241 (0.0490)
Lipcf	0.394*** (0.144)	0.310 (0.193)	0.390*** (0.141)	0.370* (0.192)	0.395*** (0.144)	0.331* (0.195)	-0.0879 (0.153)	-0.0477 (0.182)
Medu	0.0611*** (0.0217)	0.116*** (0.0287)	0.0490* (0.0264)	0.101*** (0.0347)	0.0626** (0.0245)	0.122*** (0.0325)	0.103*** (0.0304)	0.108*** (0.0350)
Fedu	0.0587** (0.0248)	0.0457 (0.0331)	0.0816*** (0.0294)	0.0536 (0.0376)	0.0609** (0.0277)	0.0541 (0.0383)	0.0231 (0.0411)	0.114*** (0.0432)
funemp	0.828 (1.066)	-0.939 (0.611)	0.850 (1.071)	-0.634 (0.619)	0.800 (1.065)	-1.010* (0.611)	2.265** (1.064)	-0.272 (0.670)
munemp	-0.761** (0.369)	0.0709 (0.576)	-0.865** (0.388)	0.199 (0.590)	-0.762** (0.370)	0.136 (0.580)	-0.128 (0.477)	-0.267 (0.577)
siblings	-0.226** (0.0950)	-0.167 (0.120)	-0.259*** (0.0991)	-0.133 (0.128)	-0.340** (0.138)	-0.389** (0.162)	-0.126** (0.0566)	0.167*** (0.0603)
femhead	0.104 (1.699)	0.430 (1.992)	-0.171 (1.716)	-0.231 (1.980)	0.0412 (1.702)	0.313 (2.013)	3.165** (1.479)	0.777 (1.383)
Unión	-0.808** (0.399)	-0.123 (0.511)	-0.816* (0.456)	-0.213 (0.576)	-0.890* (0.509)	-0.417 (0.687)	1.078 (0.815)	0.155 (0.872)
marriage	-0.00511 (0.412)	0.0735 (0.514)	0.858*** (0.215)	0.297 (0.297)	-0.0915 (0.523)	-0.205 (0.698)	1.082 (0.798)	0.276 (0.811)
divorced	-0.304 (0.453)	-0.164 (0.552)	-0.178 (0.508)	-0.142 (0.612)	-0.346 (0.496)	-0.306 (0.629)	0.688 (0.794)	-0.0491 (0.811)
Sp	-0.499 (0.477)	-0.394 (0.574)	-0.401 (0.527)	-0.370 (0.635)	-0.529 (0.523)	-0.554 (0.649)	0.486 (0.885)	-0.635 (0.869)
Wdw	-0.421 (0.544)	0.0301 (0.668)	-0.617 (0.595)	-0.158 (0.705)	-0.474 (0.578)	-0.160 (0.740)	0.786 (0.873)	0.574 (0.909)
incomeh	1.101*** (0.293)	0.540 (0.361)	1.307*** (0.316)	0.723* (0.375)	1.069*** (0.296)	0.478 (0.364)	1.335*** (0.375)	0.155 (0.401)
Incfem	0.0193 (0.230)	-0.134 (0.277)	0.0686 (0.231)	-0.0310 (0.273)	0.0261 (0.230)	-0.123 (0.280)	-0.602** (0.299)	-0.145 (0.289)
Unskh					0.0634 (0.230)	0.179 (0.314)	1.064*** (0.343)	-0.00118 (0.346)
Eldest					-0.282 (0.255)	-0.587* (0.311)	-0.0591 (0.289)	0.0873 (0.326)
Constant	8.387 (7.200)	14.84* (8.174)	0.740 (7.031)	3.303 (7.803)	9.722 (7.335)	16.55** (8.255)	-8.969 (10.76)	19.56 (13.84)
Observations	2,376	2,251	2,248	2,117	2,376	2,251	1,268	1,249
Pseudo R2	0.234	0.196	0.273	0.225	0.234	0.200	0.294	0.265

Habiendo 8 modelos estimados y 18 variables explicativas, repasar cada coeficiente individualmente sería un ejercicio fútil y no serviría para realizar el análisis global que este fenómeno merece.

En primer lugar las variables de edad (*age* y *age2*) que para el estudio de Sosa Escudero & Marchionni son significativas para todos los modelos y géneros, no son significativas bajo ningún modelo, excepto para los varones del 2004 en el modelo 4. Si bien se ha mostrado que a medida que la edad de un alumno aumenta los costos de oportunidad se vuelven más altos. También, las tasas de asistencia de la EPH reflejan este fenómeno que el modelo logit ya no ha podido capturar.

La variable de ingreso (*lipcf*) casi siempre es significativa, mayormente en los modelos estimados para varones. El único modelo para el cual no es significativa ni para varones ni mujeres (al menos al 10%) es el modelo 4 del 2004. En base a esto, podemos concluir, desde una perspectiva Beckeriana, y en la misma línea que Sosa Escudero & Marchionni, que la limitación al acceso de los mercados de crédito hace que el ingreso per cápita siga siendo un factor relevante. Por otro lado, la importancia de los ingresos por parte de subsidios puede haber sido una de las causas por las cuales el ingreso haya perdido significatividad en algunos modelos. En cambio, para todos los modelos estimados en 1999 es siempre significativa y con efectos positivos.

La educación de los padres es significativa casi siempre (la de la madre lo es en todos los modelos, mientras que la educación del padre no es relevante en uno). Esto respalda lo previamente explicado en la sección 2, donde se expone la relevancia de la educación de los padres. En cuanto al desempleo de los padres, la variable que es más veces significativa es la del desempleo de la madre. Sin embargo, en ningún modelo ambas variables son significativas en conjunto.

La variable *siblings* es significativa excepto en algunos modelos y siempre fue estimada con un coeficiente negativo, lo cual contrasta con lo hallado por Sosa Escudero y Marchionni. Generalmente se estiman coeficientes mayores para varones que para mujeres, lo que quiere decir que a medida que el número de hermanos crezca, las familias tienden a sacar del sistema a los varones más que a las mujeres. Por su parte, *eldest* tiene un efecto negativo excepto para las mujeres del 2004 y es solo significativa para los varones de ese mismo año. En 1999 para esta

misma variable se encuentra que el efecto de ser el hijo mayor no tiene ninguna importancia a la hora de determinar el nivel de escolaridad de un chico.

En cuanto a las variables de composición del hogar, *marriage* y *union* son las únicas variables que aparecen significativas en algunos modelos. Esto nos muestra la importancia de que haya un núcleo conyugal completo, y en parte condice con las estadísticas presentadas en la sección 3, donde las familias donde haya un núcleo conyugal completo presentan mayores tasas de asistencia que las que no. En 1999 se encuentra que la única variable significativa fue *divorced*.

Incomeh es significativa solo para los varones y para las mujeres del 2004, y siempre se estiman coeficientes positivos, lo que nos indica que las familias que tengan sus ingresos más concentrados, generalmente presentan mejores entornos para que se asegure la asistencia escolar.

Por su lado, *femhead* es significativa en los primeros dos modelos, y en el último para los varones del 2004. La magnitud de su efecto es variado, pero generalmente tiende a tener coeficientes negativos para las mujeres, lo que quiere decir que la asignación de recursos es diferente cuando quién decide es mujer y cuando la educación de quien se decide también lo es. Esto contrasta con los resultados encontrados en 1999, donde el efecto era negativo tanto para varones como para mujeres. *Incfem* es solo significativo para los varones del 2004. Por último, *unskh* tiene un efecto positivo excepto para las mujeres de 2004, y es solo significativa para los varones de ese mismo año.

Hemos visto entonces que varias de las variables han perdido significatividad a lo largo de los años, y que aquellos factores que solían determinar la asistencia al secundario ya no lo hacen (como el desempleo de los padres por ejemplo). El otro fenómeno asociado a la estimación de este modelo es la pérdida de capacidad explicativa de los modelos. Esto quiere decir que a medida que han pasado los años, estos modelos *logit* han perdido la capacidad de explicar el fenómeno de la asistencia escolar, haciendo que el Pseudo R-2 sea cada vez más chico. Para ilustrar esto, observamos el siguiente cuadro, donde se tienen los coeficientes de cada Pseudo R-2 para 2014, 2004 y 1999 (del trabajo de Sosa Escudero & Marchionni) por modelo y por género.

Cuadro 13: Pseudo R-Cuadrado por modelo y por año

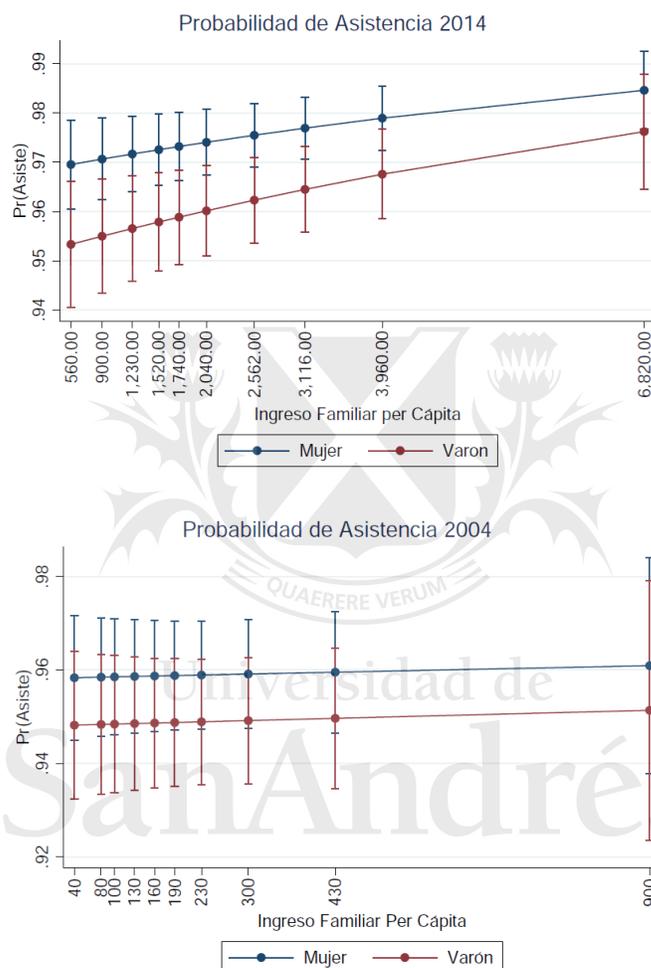
	2014		2004		1999	
	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres
Modelo 1	0.211	0.192	0.245	0.218	0.283	0.2436
Modelo 2	0.224	0.193	0.261	0.221	0.2935	0.2655
Modelo 3	0.234	0.196	0.273	0.225	0.3166	0.2692
Modelo 4	0.234	0.200	0.294	0.265	0.3237	0.2737

Lo que este cuadro muestra, en primer lugar es el resultado lógico de que a medida que se van agregando variables el Pseudo R-Cuadrado crece (para el Modelo 3 en el 2014 el Pseudo R-Cuadrado es de 0.2336 pero se aproxima a 0,234). Por otro lado, el cuadro ilustra la diferencia en la capacidad explicativa que tienen estos modelos para cada uno de los sexos. Tanto en 2014, 2004 y 1999 los coeficientes son mayores para los varones que para los mujeres en todos los modelos, y vemos que esa brecha en la capacidad explicativa se agranda a medida que se incluyen más variables en los modelos. En último lugar, el cuadro muestra que la capacidad explicativa de los modelos logit para la asistencia escolar al secundario decrece con el tiempo. Esto quiere decir que en 1999, realizando las mismas estimaciones el modelo predecía una mayor proporción de la variabilidad de la asistencia escolar, mientras que para 2014 la proporción de la variabilidad que estos modelos pueden explicar es considerablemente menor.

1. Probabilidades Estimadas

El análisis realizado previamente se enfocó únicamente en analizar la significatividad de las variables y la proporción en la cual el modelo explicaba la asistencia escolar. En la presente subsección analizaremos las probabilidades predichas por el modelo para cada año, como varían éstas de acuerdo a las condiciones socioeconómicas en las que vive la familia y por último computaremos los efectos marginales de las variables analizadas en el modelo 1. Por su parte, la estimación de las probabilidades será realizada en base al modelo 4, que es el más completo de todos.

En primer lugar, analizaremos el efecto del ingreso sobre la educación. Las siguientes figuras muestran la probabilidad predicha para la asistencia escolar para el ingreso per cápita de cada decil de la muestra (el resto de las variables se evalúan en las medias), tanto para varones como para mujeres.



Las variaciones en el ingreso son estadísticamente significativas para el modelo 4 cuando no se toma el logaritmo en el ingreso per cápita familiar. El efecto del ingreso es creciente sobre la probabilidad de asistencia escolar, pero la magnitud difiere para ambos años. Sin embargo, el efecto tiene una magnitud mucho menor en 2004 que en 2014. Para la muestra más antigua, para los deciles más altos sólo tiene una mínima variación entre los el decil más alto y el más bajo, dejando a los del 10mo decil con una probabilidad apenas superior a 0,96. Por otro lado, la magnitud del aumento del ingreso per cápita familiar para el año 2014 es mucho mayor. Para individuos del primer decil la probabilidad estimada está entre 0,95 y 0,96, mientras que para aquellos individuos del 10mo decil tienen una probabilidad de asistencia estimada mayor a 0,98.

Sin embargo, el resultado más importante es la persistencia en la diferencia entre la asistencia de las mujeres contra la de los hombres. Tanto para 2004 como para 2014 las mujeres tienen una probabilidad más alta de asistencia, de casi un punto porcentual por encima de los hombres. Para el 2014 la brecha se va achicando a medida que el ingreso crece. Para individuos del primer decil hay una diferencia de casi dos puntos porcentuales que se irá achicando a medida que crezca el ingreso familiar per cápita.

2. Efectos Marginales

En esta subsección se computaran los efectos marginales para las variables utilizadas en el modelo 4. Como fue mostrado anteriormente, la capacidad de los modelos logit para explicar la asistencia escolar en la Argentina ha ido decreciendo con el paso del tiempo, sin embargo, a pesar de esta caída en el R-cuadrado las probabilidades de asistencia han ido aumentando (resultado que se refleja por las tendencias señaladas en la sección 3). Además, variables que eran significativas en 1999 dejaron de serlo en 2004, y lo mismo de 2004 a 2014.

Cuadro 14
Efectos marginales de las variables para cada año estudiado

Dy/Dx			Dy/Dx		
Variables/Año	2004	2014	Variables/Año	2004	2014
Age	.0211109	-.0667507	unión	.0359039	-.0401215
lpcf*	4.44e-06	6.17e-06	Marriage	.0372029	-.0033648
Medu*	.0064791	.0045764	Divorced	.0094764	-.0146651
Fedu*	.0051543	.0033379	Sp	-.0148158	-.0285987
funemp	.0814205	-.0177136	Wdw	.028419	-.0170727
munemp	-.0081725	-.0308996	Incomeh	.0617636	.0443046
Siblings*	-.008893	-.0222126	Incfer	-.0184487	.0075662
Femhead*	.1068725	-.0581191	Eldest	-.0072947	-.0256163

Los dos cuadros anteriores reflejaran la magnitud de los efectos marginales (computados como las derivadas parciales de la función para cada una de las variables explicitadas). Esperamos entonces, que dada esta caída en la capacidad explicativa de los modelos logit, y este aumento en las probabilidades estimadas, los efectos marginales de las variables estimadas sean menores en 2014 que para 2004.

A excepción de las variables *incfem* y *eldest*, los efectos marginales de todas las variables decrecen de 2004 a 2014. Esto quiere decir que, salvo estas últimas dos, los cambios en las variables que fueron elegidos para estimar los modelos tenían mayor impacto en 2004 que en 2014. Las variables más importantes (las que se mantuvieron significativas a lo largo de distintos modelos, para distintos años y géneros) como *medu*, *fedu*, *lipcf*, *siblings*, *femhead*, decrecieron en cuanto a su impacto marginal, lo que las hace menos relevante a la hora de explicar el fenómeno de la asistencia escolar. Este resultado condice con lo explicado previamente, ya que al haber menos variables que sean significativas con respecto a 1999 y que las variables que si lo sean ahora tengan un efecto marginal menor, la forma de abordar el problema de la asistencia escolar ha cambiado. Esto quiere decir, que, por ejemplo, si bien la educación de los padres sigue siendo una variable relevante para explicar este fenómeno, su impacto se ha ido reducido con el tiempo. Las típicas variables de control ya no tienen el mismo efecto que solían tener. El ingreso per cápita ha visto reducido su impacto, lo cual en parte debe ser causado por la política de subsidios llevada adelante por el gobierno de Cristina Fernández de Kirchner. Como se postula en el trabajo de Edo, Marchionni y Garganta (2011) la AUH explica en parte el crecimiento de la tasa de escolaridad de 2009 en adelante. Por lo tanto, las reducciones en el ingreso familiar per cápita se han vuelto menos relevantes para determinar la escolaridad, ya que hay una proporción grande de familias cuyo ingreso no depende únicamente del fruto del trabajo de sus integrantes. Por otro lado, *incomeh* una variable que se mantiene significativa, disminuyó su efecto marginal de 2004 a 2014, por lo que la importancia del ingreso del jefe de hogar en relación al total del ingreso familiar es menor, y debería estar explicado en gran parte por el fenómeno de la AUH.

Por lo tanto, lo que podemos determinar luego de este último análisis, es que las clásicas variables de control han ido perdiendo importancia con el tiempo, y que el panorama ha cambiado lo suficiente como para que haya necesidad de analizar otros factores que puedan afectar la determinación del nivel educativo de los jóvenes en Argentina.

6. Conclusión

El trabajo describe la situación de la escolarización para la Argentina actual, y la incidencia de los determinantes económicos y sociales sobre la asistencia a la escuela secundaria. A partir de los resultados y los datos presentados se pueden remarcar tanto una buena como una mala noticia.

Comenzando por el costado más negativo de la cuestión, la incidencia de los factores que antes se consideraban determinantes de la asistencia escolar ha caído, variables que antes eran significativas y relevantes a la hora de analizar el fenómeno de la asistencia escolar han dejado de serlo. De esta manera, también el efecto marginal de dichas variables también se ha visto disminuido con el paso del tiempo. Lo que ambos resultados intentan indicar, es que el panorama de la asistencia escolar comprende una realidad que es notoriamente más compleja que la analizada en 1999. Teniendo en cuenta esto, variables de control tradicionales como la situación laboral de los padres, o la composición del núcleo conyugal tienden a operar de manera menos efectiva sobre la asistencia escolar desde 1999 hasta 2014. Sin embargo, variables como los años de educación de los padres o el ingreso familiar per cápita si se han mantenido significativas, en función a lo previamente encontrado en 1999. Esto nos indica que si bien el tipo de abordaje al fenómeno de la asistencia escolar con este tipo de modelos y encuestas debe ser cambiado, o al menos revisado para ser estudiada desde otras perspectivas, el ingreso y el nivel educativo de los padres siguen siendo variables que ayudan a identificar más fácilmente a aquellos individuos que necesitarían ayuda estatal para aumentar la probabilidad de que asistan a la escuela secundaria.

Además, la capacidad explicativa de los modelos *logit* bajo las especificaciones mencionadas se ha visto disminuida también, mostrando así que a medida que pasa el tiempo existen otras variables que no están siendo tenidas en cuenta, o que no pueden ser capturadas por el tipo de encuesta realizada (como por ejemplo, datos de tipo histórico como el desempeño escolar previo) han ganado importancia en relación a las variables que sí fueron incluidas a lo largo de los distintos modelos del trabajo.

En cuanto a las diferencias de género, se ha encontrado que el conjunto de variables que fue incluido en el modelo para explicar la asistencia escolar para las mujeres ha explicado una proporción menor de la variabilidad en la asistencia respecto a la de los varones. También han habido variables que fueron solamente significativas para los varones, como el estado laboral de la madre o el número de hermanos con el que conviven.

Por otro lado, se ha demostrado que si bien la incidencia de estos factores ha caído, y que así lo ha hecho su significatividad, la buena noticia es que las tasas de asistencia a la escuela secundaria en Argentina han aumentado considerablemente desde 1999 a 2014, con una tendencia creciente un poco más atenuada en la última década. Lo que quiere decir esto, es que la situación en la Argentina es mucho mejor que la que había en 1999, pero sin embargo la naturaleza de los problemas en estos indicadores persiste. Las diferencias de género se mantienen, mostrando una tasa de escolaridad mayor para las mujeres que para los varones para todos los años analizados. La tasa de escolaridad es más menor en las poblaciones de deciles más bajos y en los adolescentes de mayor edad, los cuales siguen constituyendo un grupo de riesgo, a pesar de las mejoras realizadas en relación a las tasas de asistencia.

Si bien las tasas de asistencia escolar han mejorado y a primera vista constituyen un panorama esperanzador para el sistema educativo argentino, queda aún por esclarecer de qué manera se pueden mejorar estos números para poder alcanzar tasas de asistencia aún mayores, ya que las clásicas variables de control han perdido importancia con los años y los datos provistos por el INDEC en el formato de la Encuesta Permanente de Hogares carecen de información adicional para analizar y tampoco han realizado encuestas adicionales sobre las cuales se puedan inferir el efecto de otros tipos de variables.

Universidad de
San Andrés

Bibliografía Consultada

Arends-Kuenning, M., & Duryea, S. (2006). The effect of parental presence, parents' education, and household headship on adolescents' schooling and work in Latin America. *Journal of Family and Economic Issues*, 27(2), 263-286.

Barro, R. J., Mankiw, N. G., & Sala-i-Martin, X. (1992). Capital mobility in neoclassical models of growth (No. w4206). National Bureau of Economic Research.

Basu, K. (1999). Child labor, consequence, and cure, with remarks on international labor standards. *Journal of Economic Literature*, 37, 1083-1119.

Becker, G. S. (1964). *Human Capital*. New York: Columbia University Press.

Becker, Gary S., 1965, "A Theory of the Allocation of Time", *Economic Journal*, 75: 493-517.

Becker, Gary S., 1981, *A Treatise on the Family*, Cambridge: Harvard University Press

Blanchard, M., & Sinthou, R. (2011). The question of school dropout: A French perspective. In *School Dropout and Completion* (pp. 79-98). Springer Netherlands.

Blanchard, M., & Sinthou, R. (2011). the Question of School Dropout: A French Perspective. In S. Lamb, E. Markussen, R. Teese, N. Sandberg, & J. Polesel (Eds.), *School Dropout and Completion: International Comparative Studies in Theory and Policy* (pp. 79 – 98). Dordrecht Heidelberg London New York: Springer

Breen, R., & Goldthorpe, J. H. (1997). Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory. *Rationality and Society*, 9(3), 275-305.

Breen, R., & Jonsson, J. O. (2005). Inequality of opportunity in comparative perspective: Recent research on educational attainment and social mobility. *Annual review of sociology*, 223-243.

Breton, T. R. (2004). Can Institutions or Education explain world poverty? An augmented Solow model provides some insights. *The Journal of Socio-Economics*, 33(1), 45-69.

Brown, P. H., & Park, A. (2002). Education and poverty in rural China. *Economics of Education Review*, 21(6), 523-541

Buchmann, C. (2000). Family Structure, Parental Perceptions, and Child Labor in Kenya: What Factors Determine Who Is Enrolled in School? *Social Forces*, 78(4), 1349- 1378.

Buchmann, C., & Brakewood, D. (2000). Labor Structure and School Enrollments in Developing Societies: Thailand and Kenya Compared. *Comparative Education Review*, 44(2), 175-20

Castelló-Climent, A. (2008). On the distribution of education and democracy. *Journal of Development Economics*, 87, 179-190.

Coleman, J. S., Campbell, E. Q., Hobson, C. J., McPartland, J., Mood, A. M., Weinfeld, F. D., & York, R. L. (1966). Equality of educational opportunity. Washington, DC: U.S. Government Printing Office.

Dearden, L., Emmerson, C., Frayne, C., & Meghir, C. (2009). Conditional Cash Transfers and School Dropout Rates. *Journal of Human Resources*, 44(4), 827 – 857

Deaton, A., 1997, *The Analysis of Household Surveys*, Baltimore: The Johns Hopkins University Press for the World Bank

Edmonds, E. V. (2006). Child labor and schooling responses to anticipated income in South Africa. *Journal of Development Economics*, 81, 386-414.

Emerson, P. M., & Portela Souza, A. (2002). Birth Order, Child Labor and School Attendance in Brazil. Working Paper Department of Economics VanDerBilt University, No. 02-W12

Ersado, L. (2005). Child Labor and Schooling Decisions in Urban and Rural Areas: Comparative Evidence from Nepal, Peru and Zimbabwe. *World Development*, 33, 455-480.

Garasky, S. (1995). The effects of family structure on educational attainment. *American Journal of Economics and Sociology*, 54(1), 89-105.

Gasparini, L. (2002) “On the measurement of unfairness: an application to high school attendance in Argentina”. *Social Choice and Welfare* 19, 795-810

Gitter, S. R., & Barham, B. L. (2008). Women’s Power, Conditional Cash Transfers, and Schooling in Nicaragua. *The World Bank Economic Review*, 22(2), 271-290

Glewwe, P., & Jacoby, H. G. (2004). Economic growth and the demand for education: is there a wealth effect? *Journal of Development Economics*, 74, 33-51

Griliches, Z. (1974). Errors in variables and other unobservables. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 971-998.

Hanushek, E.A., Lavy, V., & Hitomi, K. (2008). Do Students Care about School Quality? Determinants of Dropout Behavior in Developing Countries. *Journal of Human Capital*, 2(1), 69 – 105.

Hess, R. and K. Camera, 1979, Post Divorce Family Relationships as Mediating Factors in the Consequences of Divorce for Children, *Journal of Social Issues*, 35(4): 79-98

Hosmer, D.W., & Lemeshaw, S. (2004). *Applied Logistic Regression* (2nd Ed.). New York: Wiley

Kinney, S.K., & Dunson, D.B. (2006). Fixed and Random Effects Selection in Linear and Logistic Models. Retrieved from <ftp://isds.duke.edu/pub/WorkingPapers/06-06.pdf>, on 9 April 2014.

Knodel, J., Havanon, N., & Sittitrai, W. (1990). Family Size and the Education of Children in the Context of Rapid Fertility Decline. *Population and Development Review*, 16(1), 31-62.

Leibowitz, A., 1974, Home Investments in Children, in T.W. Schultz, ed., *Economics of the Family*, Chicago: University of Chicago Press, 1974

Loh, Eng Seng, 1996, Changes in Family Structure, Attained Schooling, and Adult Poverty Status, *Social Science Quarterly*, 77, Vol.1

Marchionni M. y Sosa Escudero W. (1999). “Los determinantes de la decisión de escolarización”. Documento de Trabajo, Maestría en Finanzas Públicas Provinciales y Municipales, Universidad Nacional de La Plata

Mincer, J., 1973, *Schooling, experience, and earnings*, New York, Columbia University Press

Nock, S., 1988, The Family and Hierarchy, *Journal of Marriage and the Family*, 50(4): 957-966.

Pessino, Carola, 1995, Returns to Education in Greater Buenos Aires 1986-1993: From Hyperinflation to Stabilization, CEMA Working Paper 104. Buenos Aires, Argentina.

Pitt, M. and Khandker, S., 1997, The Impact of Group Based Credit Programs on Poor Households in Bangladesh: Does the Gender of Participants Matter?, mimeo, World Bank

Pohlman, J.T., & Leitner, D.W. (2003). A Comparison of Ordinary Least Squares and Logistic Regression. *The Ohio Journal of Science*, 103(5), 118 – 125

Pong, S. (1997). Sibship size and educational attainment in Peninsular Malaysia: Do politics matter? *Sociological Perspective*, 40, 227-242.

Roebuck, M.C., French, M.T., & Dennis, M.L. (2004). Adolescent Marijuana Use and School Attendance. *Economics of Education Review*, 23, 133 – 141.

S. Mahuteau & K. Mavromaras, 2014. "An analysis of the impact of socio-economic disadvantage and school quality on the probability of school dropout," *Education Economics*, Taylor & Francis Journals, vol. 22(4), pages 389-41

Schultz, T., 1961, Investment in human capital, *American Economic Review*, 1-17

Shahidul, S.M. (2012). Household Decision-Making Process: It's Effect on School Dropout Behavior for Girls in the Secondary School Level in Bangladesh. *International Education Studies*, 6(1), 132 – 141

Shavit, Y., & Blossfeld, H. (1993). *Persistent Inequality; Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder: Westview Press

Smith, A., 1759, *The Theory of Moral Sentiments*, Reprint:Indianapolis, Liberty Classics.

Smits, J. (2007). Family background and context effects on educational participation in five Arab countries. NiCE Working Paper 07-106.

Sosa Escudero, W., y Marchionni, M., 1999, Household Structure, Gender, and the Economic Determinants of School Attendance in Argentina, mimeo, World Bank Working Paper.

Tansel, A. (2002). Determinants of school attainment of boys and girls in Turkey: individual, household and community factors. *Economics of Education Review*, 21, 455-470

Tansel, A., 1997, Schooling Attainment, Parental Education and Gender in Cote D'Ivoire and Ghana, *Economic Education and Cultural Change*, 45(4), pp. 825-856

Torrado, S., 1998a, *Familia y Diferenciacion Social. Cuestiones de Método*, Eudeba, University of Buenos Aires, Argentina. Torrado, S., 1998b, *Las Jefas de Hogar Piden Politicas Especificas*, *Diario Clarín*, Buenos Aires, 17 December, pp. 25.

Townsend, L., Flisher, A.J., Chikobvu, P., Lombard, C., & King, G. (2008). The Relationship between Bullying Behaviours and High School Dropout in Cape Town, South Africa. *South African Journal of Psychology*, 8(1), 21 – 32.

Weiss, R., 1979, Growing Up a Little Faster: The Experience of Parental Structure During Childhood and Adolescence”, *Demography* 29(1): 59-68



Universidad de
San Andrés

Anexo

Construcción de las variables *medu* y *fedu* tuvieron la misma lógica que en los trabajos de Sosa Escudero & Marchionni de 1999, que a su vez siguen a Pessino (1995)

- 3.5 años si tiene primaria incompleta
- 6 años si tiene primaria completa
- 9.5 años si tiene secundaria incompleta
- 12 años si tiene secundario completo
- 14.5 años si tiene universitario incompleto
- 17 años si tiene universitario completo



Universidad de
San Andrés