TRABAJO DE LICENCIATURA

Educación y Desigualdad en Argentina: un análisis utilizando Regresiones por Cuantiles

Alumna: Noemí Soledad López

Mentor: Dr. Walter Sosa Escudero

Junio 2005

Índice

1. Introducción…… 2
2. Retornos Homogéneos y Heterogéneos……..... 4
3. Estimación y Resultados…… 10
3.1 Datos…… 11
3.2 Análisis de los retornos medios a la educación sobre el salario…….. 12
3.3 Análisis de los efectos de la educación sobre la distribución condicional del ingreso…….. 14
3.4 Estimación del efecto de los retornos a la educación en la desigualdad del ingreso…….. 18
4. Conclusiones……..... 29
5. Referencias……. 30
Anexos
Apéndice 1-Estadísticas descriptivas de las variables…… 33
Apéndice 2-Estimaciones de los cambios en los retornos a la educación sobre el salario…….. 36
Apéndice 3-Medidas de la desigualdad del ingreso……... 41
Apéndice 4-Evolución de los retornos marginales de la educación……... 43

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

1. Introducción[1]

En los últimos 30 años la distribución del ingreso en Argentina se ha deteriorado significativamente. Desde principios de los sesenta hasta mediados de los setenta la desigualdad se mantuvo baja en torno a una tendencia estacionaria. Sin embargo, a partir de 1974 la desigualdad del ingreso ha evolucionado de manera oscilatoria pero con un patrón creciente hasta el 2003, lo cual se ve reflejado en el aumento experimentado por el coeficiente de Gini. Los resultados obtenidos al estimar este coeficiente para el salario horario en el Gran Buenos Aires muestran que el mismo tiene un valor de 0.31 en 1974, luego mantiene una tendencia creciente y alcanza en el 2003 un valor de 0.47 (ver Figura A.3.1).

A partir de 1974 la Argentina experimentó una serie de crisis macroeconómicas y reformas estructurales que afectaron la distribución del ingreso. La profunda recesión de los ochenta que culminó con un período de hiperinflación y las reformas macroeconómicas de los noventa que finalizaron con la crisis del 2000-2001 acentuaron y profundizaron el deterioro de la situación social y distributiva del país. Ante estos cambios, el ingreso laboral se vio afectado de manera significativa: entre 1986 y 1998 el ingreso medio de la población creció, pero este aumento se dio en detrimento de los individuos que se encuentran en la cola inferior de la distribución del ingreso (Gasparini y Sosa Escudero (2001)). A partir de 1998 hasta el 2001 la situación empeoró, ya que disminuyó el ingreso medio y el cambio en la distribución volvió a perjudicar relativamente a los individuos de menor ingreso (Bustelo (2004)).

Debido a estas circunstancias, en la literatura ha aumentado la importancia respecto a la determinación de las causas de la desigualdad del ingreso. Durante las últimas dos décadas, los cambios en la distribución del ingreso se vieron afectados por diferentes variables, entre ellas se encuentran los cambios en los retornos a la educación o en los años de experiencia, las diferencias salariales entre hombres y mujeres y los cambios en el nivel de la tasa de empleo o en la cantidad de horas trabajadas. Entre todas estas variables la educación ha tenido una influencia significativa en la desigualdad del ingreso en relación a las demás variables: los trabajos de Gasparini (2003) y Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2002) señalan que el efecto que tuvo un aumento en la escolaridad sobre el

[1] Quisiera agradecerle a mi mentor, Dr. Walter Sosa Escudero por sus certeras recomendaciones y por su constante apoyo durante la realización de este trabajo y también al Lic. Sergio Olivieri y al Dr. Leonardo Gasparini. Los errores son de mi entera responsabilidad.

salario fue negativo para los ochenta, a diferencia de los noventa donde el impacto fue positivo llegando a generar cambios en el coeficiente de Gini para los ingresos laborales de 2.9 puntos porcentuales y 3.7 puntos porcentuales para el salario horario (ceteris paribus). Los cambios en los niveles de educación incrementan la desigualdad del ingreso cuando el aumento de los retornos sucede en los niveles más altos (secundario completo y superior) debido a que se expande la brecha salarial entre los individuos más educados respecto a los menos educados. Este ha sido el caso para Argentina desde 1990 hasta hoy ya que la composición de la estructura educativa como el cambio en el salario se ha dado a favor de los niveles más altos de educación.

Como dijimos anteriormente, existe una abundante evidencia empírica respecto a los cambios que han experimentado los retornos a la educación en Argentina durante las últimas décadas. Sin embargo, la mayoría de ellos han sido realizados para la toda la distribución del ingreso sin diferenciar que es lo que ocurre entre diferentes puntos de la misma. Al no tener en cuenta que sucede en todos los puntos de la distribución condicional del ingreso se obtiene una descripción poco precisa sobre el efecto de la educación en el salario. Esto se debe a que la elección óptima de los individuos respecto a la escolaridad (siguiendo a Card (1994)) está relacionada con la diferencia entre los costos marginales y los ingresos marginales de cada nivel de educación para cada persona y a su vez esta diferencia varía entre individuos que se ubican en distintos cuantiles del ingreso. En consecuencia, el efecto que tiene la educación en el ingreso no es constante a lo largo de toda la distribución del salario, por lo que es deseable utilizar una estrategia de estimación empírica que tenga en cuenta el efecto de la educación en todos los puntos de la distribución condicional del ingreso sin restringirse sólo al promedio. Los modelos de regresiones por cuantiles permiten modelar el efecto que tienen los retornos a la educación en toda la distribución condicional del salario (Sosa Escudero (2005)). Respecto a la literatura más reciente el trabajo de Bustelo (2004) ha sido innovador en este sentido, ya que analizó esta variable para los diferentes cuantiles condicionales del ingreso mediante el uso de la técnica de regresión por cuantiles. Este estudio muestra que los retornos a la educación tuvieron un impacto igualador en el salario durante los noventa debido a que los retornos aumentaron para todos los cuantiles del ingreso, mientras que el cambio en la estructura educativa tuvo el efecto contrario. Ante la existencia de estos dos efectos opuestos es importante indagar acerca de cuál fue el efecto total que tuvo la educación en el ingreso e intentar identificar su causa. En consecuencia, el principal objetivo de este trabajo es analizar empíricamente la dirección del impacto de los retornos

a la educación en la distribución del ingreso en Argentina durante las últimas décadas. Este estudio se realizará siguiendo el trabajo de Bustelo (2004) y Martins y Pereira (2000) y utilizando la metodología de regresiones por cuantiles propuesta por Koenker y Bassett (1978), la cual nos permitirá obtener una descripción más precisa del cambio experimentado en los retornos a la educación a lo largo de toda la distribución condicional del ingreso.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera: en la sección 2 se hará una referencia sobre la posible heterogeneidad en los retornos a la educación y se presentará el modelo de regresiones por cuantiles. En la sección 3 se muestran las estimaciones obtenidas utilizando el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios y el método de Regresiones por Cuantiles y a partir de estos resultados se estudia el efecto de los retornos a la educación sobre la desigualdad del ingreso. Finalmente, la sección 4 presenta las conclusiones.

2. Retornos homogéneos y heterogéneos

La presencia de heterocedasticidad en las variables genera que los estimadores obtenidos utilizando Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) no sean los de mínima varianza, sin embargo no se ve afectada la insesgadez y la consistencia de los estimadores. No obstante, para estudiar el efecto de los cambios en los retornos a la educación en el salario se debe tomar en consideración la posible existencia de cierta heterogeneidad ya que si los retornos no son homogéneos las estimaciones por MCO no son un buen resumen de lo que ocurre a lo largo de toda la distribución.

Recién en 1978 con la aparición del trabajo de Koenker y Bassett (1978) la literatura comenzó a darle mayor importancia al problema de heterogeneidad en las variables. Estos autores plantearon un modelo probabilístico y una estrategia de estimación sólida denominada Regresión por Cuantiles que permitió estimar distintas rectas de regresión para toda la distribución condicional de la variable independiente. En los noventa, a partir del trabajo de Buchinsky (1994) se empezó a utilizar el método de regresión por cuantiles para estimar la relación entre los salarios y sus determinantes. Este trabajo estudia el efecto de los cambios en la educación y experiencia sobre el salario. Los resultados que obtiene señalan que los retornos a la educación son crecientes en los distintos cuantiles de la distribución condicional del ingreso. Además, son consistentes con los obtenidos mediante el uso de regresiones log-lineales para la esperanza condicional, pero lo más

importante es que demuestran que estimar sólo en el "promedio" constituye un aspecto limitado de los posibles cambios que puede generar la educación en toda la distribución condicional del ingreso cuando la población es heterogénea.

A partir de este trabajo se puede rechazar el supuesto de homogeneidad de los retornos a la educación, por lo cual no podemos suponer que los cambios en los niveles de escolaridad afectan por igual a todos los individuos que se ubican en distintos puntos de la distribución del ingreso. Como ya mencionamos anteriormente, existen diferencias entre los costos y los beneficios marginales para los individuos que se encuentran en los diferentes cuantiles de la distribución: una persona que se encuentra en la parte superior de la distribución condicional del ingreso va a tener un beneficio mayor cuando aumente su nivel de educación respecto a otra que se ubica en la parte inferior de la distribución. Estas diferencias reflejan que existe cierta heterogeneidad en los retornos a la educación y el trabajo de Buchinsky (1994), mediante el uso de regresiones por cuantiles, lo demuestra empíricamente para el caso de Estados Unidos.

También es importante mencionar que el trabajo de Koenker y Bassett (1978) dio origen a una extensa literatura que permitió utilizar el método de regresiones por cuantiles para diferentes aplicaciones. Una de estas aplicaciones consiste en utilizar este método para estudiar la relación entre educación y la distribución del ingreso mediante la estimación del efecto de la educación en individuos que debido a características no observables se encuentran en la parte superior del ingreso. Un trabajo importante es el de Pereira y Martins (2000) que analiza si la educación disminuye o no la desigualdad del ingreso. Realizan un estudio para quince países europeos para los cuales estiman los retornos a la educación para distintos cuantiles del ingreso en un período de quince años. Los resultados que obtienen señalan que los retornos a la educación son crecientes sobre la distribución condicional del ingreso. No obstante, la evolución de los retornos es diferente en cada país al igual que el efecto en la desigualdad. Por ejemplo, para Portugal, el aumento en la educación tuvo un efecto desigualador en la distribución del ingreso. Estas conclusiones se pudieron obtener al analizar el efecto de la escolaridad en toda la distribución condicional del salario ya que los retornos estimados por (MCO) señalan un efecto positivo y creciente de la educación en el ingreso. Hartog, Pereira y Vieira (1998) realizan un estudio similar donde estiman el efecto de los retornos a la educación en la distribución del ingreso para Portugal. Estos autores concluyen que la educación contribuyó significativamente en la desigualdad ya que durante los ochenta los retornos aumentan para los cuantiles más altos de la distribución y disminuyen para los más bajos.

Al igual que Buchinsky (1994) afirman que estimar modelando solo en la media es una estimación poco precisa de lo que está sucediendo en toda la distribución del salario.
Fersterer y Winter-Ebmer (1999) realizan para Austria un estudio similar al de Buchisnky (1994) y obtienen una disminución en los retornos a la educación para los cuantiles inferiores del ingreso mientras que para los cuantiles superiores los retornos se mantienen constantes. También observan la dispersión salarial entre niveles educativos e infieren que la caída en los retornos a la educación se debe a un aumento en la oferta de trabajo y a una mayor dificultad para encontrar trabajo acorde a su habilidad para los individuos pertenecientes a los cuantiles más bajos del ingreso.

El incremento de la literatura sobre retornos a la educación y desigualdad utilizando la regresión por cuantiles cuestionó seriamente la creencia de que un aumento en la educación mejora la distribución del ingreso, brindando un gran aporte a la hora de decidir como se deben implementar y a quien deben destinarse las políticas educativas.

Card (1994) también señala como fuente potencial de heterogeneidad la existencia de endogeneidad entre los retornos a la educación y el ingreso. La misma puede ser generada por la interacción entre la educación y factores no observables como la habilidad y el contexto familiar tal que se genera una correlación entre la educación y el término de error. Además, existe un error de medición respecto a los niveles de escolaridad que puede crear un sesgo en los estimadores (lo mismo sucede con la endogeneidad por factores no observables). Existe una abundante literatura que intenta resolver este problema, principalmente mediante el uso de variables instrumentales, un aporte importante lo hicieron Ashenfelter y Krueger (1994) que utilizando una muestra compuesta por gemelos intentaron medir los retornos a la educación. El uso de esta muestra les permitió controlar por factores no observables (contexto familiar y habilidad) y también por error de medición, la estimación la realizaron utilizando un modelo de datos de panel y obtuvieron una relación negativa entre habilidad y retornos a la educación. Es decir, los individuos menos habilidosos se benefician más con un año extra de educación. Arias, Hallock y Sosa Escudero (2001) utilizan la misma muestra de gemelos e intentan aislar el efecto de la educación sobre el ingreso mediante el uso de variables instrumentales para regresiones por cuantiles. Estos autores encontraron que el error de medición crea un sesgo pequeño hacia abajo en las estimaciones de los retornos para los cuantiles mas bajos de la distribución del ingreso, mientras que si no se controla por endogeneidad de los factores no observables los estimadores para los cuantiles superiores del ingreso tienen un sesgo

hacia arriba. Al igual que el resto de la literatura obtuvieron un crecimiento monótono de los retornos a lo largo de toda la distribución condicional del salario.

Hasta el momento hemos visto que las estimaciones por MCO de los retornos a la educación muestran un aspecto limitado de lo que sucede en toda la distribución condicional del salario debido a la heterogeneidad de la población. En cambio, a pesar de los problemas de endogeneidad, el método de regresiones por cuantiles permite obtener una descripción más precisa del problema. A continuación se presentará el modelo de regresión por cuantiles.

Regresión por Cuantiles

El uso de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) permite observar cambios en la media de la distribución condicional en un modelo lineal, ya que estima los efectos de las variables explicativas en la esperanza condicional de la variable explicada:

$E(Y/X) = x'\beta$ y $\frac{\partial E(Y/X)}{\partial x_k} = \beta_k$ (bajo el supuesto de $E(u/x) = 0$) (1)

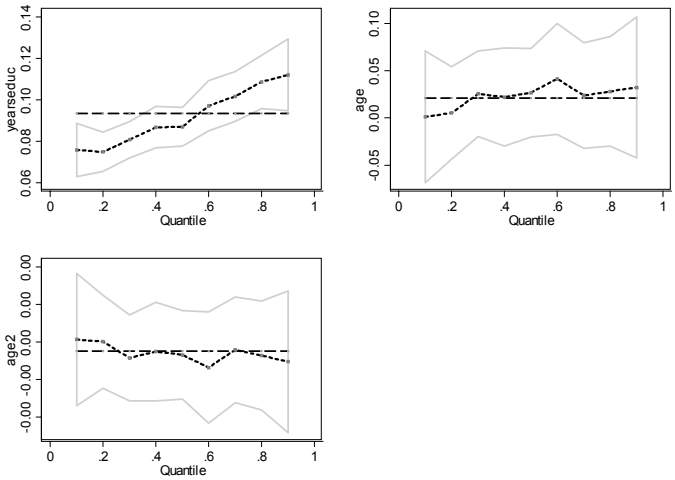
Este método obtiene estimadores eficientes cuando el modelo no presenta problemas de heterocedasticidad, ya que asume que el efecto de las variables explicativas es constante en toda la distribución de la variable explicada. Por esta razón, el método de MCO estima una recta de regresión que pasa por la media, penalizando en igual proporción los errores negativos como los positivos (minimiza la suma de los errores al cuadrado). Sin embargo, como vimos anteriormente, el supuesto de homogeneidad de la muestra no se cumple en la determinación del efecto del cambio de los retornos en la educación sobre el salario. Siguiendo a Koenker y Bassett (1978) podemos estimar el efecto de la educación en la distribución condicional del ingreso utilizando el siguiente modelo de regresión:

$Q_{\ln w/x}(\tau) = x'\beta(\tau)$, $0 < \tau < 1$ y β_k es un vector de K coeficientes. (2)

$Q_{\ln w/x}(\tau)$ denota el τ-ésimo cuantil de la distribución condicional del ingreso en la educación y τ hace referencia a un número del soporte de la distribución tal que deja a la izquierda de la distribución del ingreso todos los valores menores a τ. Esta función permite estimar rectas de regresión para diferentes puntos de la distribución del ingreso condicional a la educación, a diferencia de las regresiones estándar que solo estiman una recta de regresión para la esperanza condicional de la variable independiente. A modo de ejemplo, en la Figura 1 se presenta la estimación de los retornos a la educación sobre el

ingreso por medio de MCO y por medio de regresiones por cuantiles para el año 1994 en el Gran Buenos Aires. Cada gráfico muestra el efecto de una variable explicativa sobre el τ -ésimo cuantil del logaritmo del salario condicional a la educación. La línea horizontal corresponde a las estimaciones por MCO señalando que el aumento de un año más de educación en promedio (*Yearseduc*) implica aproximadamente un aumento del 9% en el salario para todos los cuantiles de la distribución. En cambio, cuando observamos la línea correspondiente a la regresión por cuantil (línea punteada), un aumento de un año mas de educación genera un aumento del salario mayor al 9% para los individuos que se encuentran en la parte superior de la distribución condicional del ingreso, mientras que para los individuos de la parte inferior el aumento es menor al 9%. Por ejemplo, para los individuos que pertenecen al primer cuantil el retorno es de 7.6%, mientras que para un individuo que pertenece al noveno cuantil el retorno es del 12%. Por lo tanto, podemos rechazar el supuesto de homogeneidad en los retornos a la educación ya que si los retornos fuesen homogéneos para todos los puntos de la distribución, la estimación por medio de regresiones por cuantiles sería una línea horizontal para toda la distribución condicional.

Figura 1: Estimaciones de los retornos a la educación sobre el salario
Regresión por cuantiles y por medio de MCO.



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH. El área sombreada representa los intervalos de confianza al 95% para las estimaciones por cuantiles.

En esta Figura claramente se observa que para todas las variables el estimador de MCO subestima o sobrestima el retorno a la educación para los cuantiles superiores e inferiores del ingreso. Es decir, los retornos a la educación crecen monótonamente a medida que aumentan los cuantiles del ingreso (Buchinsky (1994)). La ventaja del uso de regresión

por cuantiles[2] reside en el hecho de que, a diferencia de MCO, este método no supone la forma de la distribución del error, al ser una técnica semiparamétrica no es necesario modelar la heterogeneidad de los retornos a la educación. De esta forma, permite contemplar la ausencia de homogeneidad y obtiene una descripción más precisa y detallada del efecto de la educación sobre toda la distribución condicional del ingreso.

Siguiendo a Buchinsky (1994) el modelo de regresión por cuantiles para estimar la ecuación de Mincer para los retornos a la educación es el siguiente:

$$\ln w_i = x_i^{'}\beta(\tau) + \mu_i(\tau) \quad \text{con} \quad Quant_\tau\left(\ln w_i | x_i\right) = x_i^{'}\beta(\tau) \quad 0 < \tau < 1 \qquad (3)$$

donde x_i es un vector de variables exógenas (educación y experiencia), $\beta(\tau)$ es el vector de parámetros y $Quant_\tau\left(\ln w_i | x_i\right) = x_i^{'}\beta(\tau)$ denota el τ -ésimo cuantil del logaritmo del salario condicional a la educación. Entonces la recta de regresión que pasa por el τ -ésimo cuantil del ingreso es la solución al siguiente problema:

$$\min_{\beta \in \Re^k} \left\{ \sum_{i:y_i \geq x_i\beta} \tau \left| \ln w_i - x_i^{'}\beta(\tau) \right| + \sum_{i:y_i < x_i\beta} (1-\tau) \left| \ln w_i - x_i^{'}\beta(\tau) \right| \right\} \qquad (4)$$

generalmente (4) se escribe:

$$\min_{\beta \in \Re^k} \sum_i \rho(\tau)\left(\ln w_i - x_i^{'}\beta(\tau)\right) \text{ con } \rho_\tau(\mu) = \mu(\tau - I(\mu < 0)) \qquad (5)$$

De esta forma, el método de regresión por cuantiles minimiza la suma de los residuos absolutos ponderados asimétricamente, permitiendo estimar rectas de regresión para distintos niveles de la distribución condicional del salario. Por ejemplo, si $\tau = 0.75$ entonces $\rho(0.75) = 0.75$ si $\mu \geq 0$ y $\rho(0.75) = -0.25$ si $\mu < 0$, por lo tanto se esta penalizando tres veces más los errores positivos que los negativos y la recta de regresión va a pasar por la parte superior de la nube de puntos. Si variamos el cuantil para los distintos niveles de ingreso vamos a obtener diferentes rectas de regresión para cada cuantil del ingreso.

Los estimadores obtenidos utilizando la regresión por cuantiles tienen una interpretación similar a los obtenidos por MCO. La diferencia entre ambos radica en el

[2] Para una explicación mas detallada ver Koenker (1978) , el trabajo de Sosa Escudero (2005) presenta una descripción acerca de los avances respecto a regresiones por cuantiles y una explicación más "accesible" a este modelo.

hecho de que la regresión por cuantiles supone que el estimador no es constante en toda la distribución, sino que depende de cada cuantil. Por lo tanto,

$$Q_{\ln w/x}(\tau) = x'\beta(\tau) \text{ con } \frac{\partial Q_{\ln w/x}(\tau)}{\partial x_k} = \beta_k(\tau) \qquad (6)$$

A diferencia de la ecuación (1) el cambio marginal en el ingreso ante un aumento de un año de educación (ceteris paribus) difiere entre los cuantiles de la distribución condicional del ingreso, es decir, no se limita a estimar el efecto de la educación sólo en la media.

3. Estimación y Resultados

La evidencia empírica sobre la influencia de los cambios en los retornos a la educación en el ingreso señala que durante los ochenta la educación tuvo un efecto negativo en la desigualdad, mientras que en los noventa el efecto fue el contrario. Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2002) estiman el efecto de los retornos a la educación sobre el salario horario para el período de 1986 a 1998 y obtienen que durante los noventa los retornos a la educación aumentaron para todos los niveles educativos respecto al nivel primario incompleto. Sin embargo, el cambio en la brecha salarial entre los individuos más educados y los menos educados fue decreciente entre 1986 y 1992 y creciente en los años posteriores. Estos resultados indican un efecto positivo de la educación en la desigualdad del ingreso durante la década del noventa. En el trabajo de Pessino (1995) se observa que el período de hiperinflación que experimento Argentina entre 1988 y 1989 tuvo un impacto positivo en la desigualdad del ingreso ya que los individuos más educados pudieron manejar mejor los contratos indexados en periodos de alta inflación. Este efecto se revierte con la estabilización en 1990 y vuelve a empeorar a partir de 1992, sin embargo, Pessino señala que los cambios en el bienestar fueron ambiguos para este período debido a que la dispersión del salario (varianza del ingreso) aumentó junto con el valor promedio del mismo. Los trabajos escritos hasta el momento concuerdan que los retornos a la educación contribuyeron a mejorar la distribución del ingreso durante 1980, pero este efecto se modificó durante los noventa. A continuación siguiendo el trabajo de estos autores y también los trabajos de Bustelo (2004) y Martins y Pereira (2000) se presentarán las estimaciones realizadas para estudiar los efectos de la escolaridad en la desigualdad del ingreso mediante un análisis de los retornos en la distribución no condicional del ingreso (utilizando MCO) y un análisis contemplando la distribución condicional del ingreso (por medio de regresiones por cuantiles).

3.1 Datos

La muestra utilizada en este trabajo está compuesta por observaciones que provienen de las ondas de Octubre de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) para el área del Gran Buenos Aires desde 1974 hasta el 2002, para el año 2003 los datos pertenecen a la onda de mayo debido a que a partir de ese momento la EPH cambió su metodología tanto en los cuestionarios como en la frecuencia de las encuestas. La muestra está formada por hombres entre 25 y 54 años de edad con ingreso positivo y como medida de salario se utiliza el ingreso horario reportado en la EPH. El ingreso horario se encuentra expresado en pesos del año 1998 y deflactado por el Índice de Precios al Consumidor de Septiembre de cada año. La decisión de utilizar sólo el Gran Buenos Aires se atribuye a la disponibilidad de datos y la exclusión de mujeres de la muestra se realiza para evitar posibles sesgos de selección. Por ejemplo, generalmente las mujeres de 35-44 años tienen una menor participación laboral que puede atribuirse a un período de fertilidad.

Cabe mencionar, que debido a la composición de la muestra se deben tener en cuenta dos problemas potenciales: el primero de ellos se atribuye a la elección de una muestra formada por hombres con ingreso positivo, por lo cual se debería realizar el test de Heckman para controlar por la existencia de sesgo por selección. Sin embargo, no es necesario ya que la muestra está formada sólo por hombres para los cuales el porcentaje de ocupados es superior al 90% en todos los años. De esta forma, sólo estamos eliminando de la muestra menos del 10% de los individuos y por ende los coeficientes no se ven afectados. El segundo problema (siguiendo a Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2000)) es un problema estadístico perteneciente a la EPH que surge por que los individuos, generalmente, tienden a declarar ingresos menores que sus ingresos reales y también porque no todos los individuos responden las preguntas relacionadas con el ingreso lo cual genera un sesgo debido a que la decisión de no contestar está determinada por el ingreso. Estos autores analizan esta cuestión para la EPH y encuentran que los patrones generales de cambio en la desigualdad no se ven afectados y son robustos al problema de variabilidad muestral cuando las observaciones pertenecen a grandes agregados como el Gran Buenos Aires, por lo tanto en el presente trabajo no se controla por estos problemas.

3.2 Análisis de los retornos medios a la educación sobre el salario

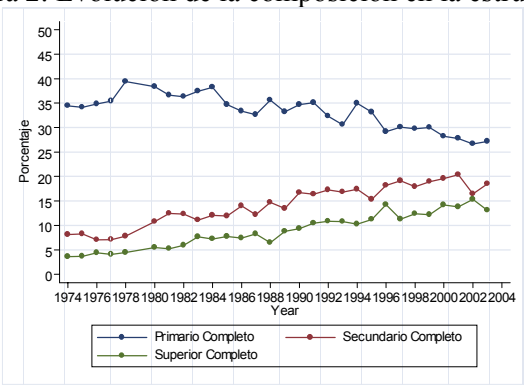
Para analizar la evolución que experimentaron los retornos medios a la educación utilizaremos el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), siguiendo la teoría del capital humano, el modelo a estimar es el siguiente:

$$\ln(w_i) = \alpha + \beta Yearseduc_i + \delta_1 \exp_i + \delta_2 \exp_i^2 + \mu_i \qquad i=1\ldots\ldots N \qquad \textbf{(7)}$$

donde w es el salario horario, *Yearseduc* es la cantidad de años de educación, *exp* es la experiencia, μ_i es un término de error aleatorio (suponemos que se tiene una distribución normal con media cero y varianza constante) e i=1……N es la cantidad de observaciones para cada año. La variable *Yearseduc* corresponde a la cantidad de años de educación promedio (por niveles), para las variables de experiencia se utilizan como proxies tanto la edad *(Age)* como el cuadrado de la misma *(Age2)*, la última se incluye para capturar efectos no lineales de la edad en la educación. Dado que sólo nos interesa estimar el efecto de la educación sobre el salario optamos por este modelo de especificación simple que tiene la ventaja de ser comparable con trabajos anteriores, por ejemplo Pessino (1995).

En el Apéndice 1 se presentan las estadísticas descriptivas de cada variable para los distintos años. Podemos observar una tendencia ascendente en la media del nivel educativo (el promedio de años de educación aumenta de 7.1 años en 1974 a 10.4 años en el 2003). Este aumento del promedio de años de educación también se ve reflejado en los cambios que experimentó la composición de la estructura educativa. Como se puede ver en la Figura 2, durante las últimas décadas ha disminuido el porcentaje de individuos con educación primaria a favor de un aumento en el nivel educativo superior.

Figura 2: Evolución de la composición en la estructura



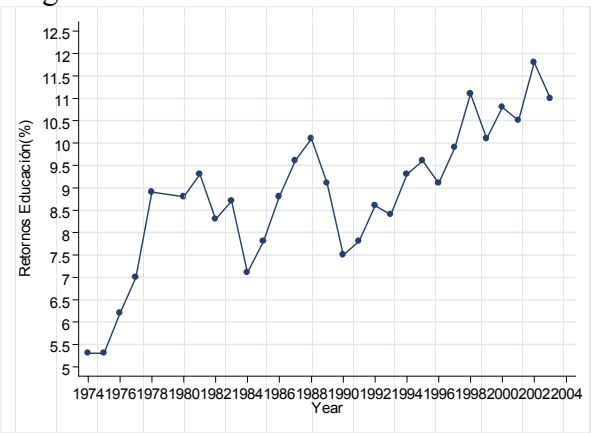
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH. Gran Buenos Aires

En 1974 la estructura educativa estaba formada por un 34% de individuos con educación primaria completa y sólo un 3% con educación superior completa. Para el año 2003, el porcentaje de personas con primario completo disminuyó hasta llegar al 7,1% mientras que para el nivel secundario completo el porcentaje de individuos aumentó mas del doble y la cantidad de individuos con superior completo alcanzó un valor de 13% respecto al total de la población

Como ya mencionamos en la sección anterior, debemos tener en cuenta que estimar por medio de MCO implica observar cómo se ve afectada la distribución condicional del salario sólo en la media $((E(\ln(w_i)/Yearseduc))$. Por lo cual, estas estimaciones no son un buen resumen de lo que ocurre en toda la distribución ya que la varianza de los retornos a la educación no es homoscedástica. Los resultados obtenidos al estimar la ecuación de salario horario (ecuación 7) y la educación por niveles (*Yearseduc*) se presentan en el Apéndice 2 (Tabla A.2.1). Se realizaron estimaciones para cada año desde 1974 hasta 2003. Todos los coeficientes de educación son positivos y significativos al nivel del 1%. Los coeficientes de edad y edad al cuadrado (utilizados como proxies de experiencia) son significativos con algunas excepciones para determinados años. Adicionalmente, los coeficientes correspondientes a la edad son positivos, mientras que los pertenecientes a la edad al cuadrado son negativos reflejando un perfil de U invertida.

La Figura 3 muestra la evolución de los coeficientes de la variable *Yearseduc* desde 1974 hasta el 2003, es decir, la evolución de los retornos medios de la educación.

Figura 3: Evolución retornos a la educación



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

A grandes rasgos, podemos observar una tendencia creciente en los retornos desde 1974 al 2003 (el coeficiente es de 5.3% en 1974 y toma un valor de 11% en el 2003), con

excepción de los períodos que van desde 1981 a 1984 y desde 1988 a 1990 donde los retornos experimentan caídas entre 1 y 2 puntos porcentuales aproximadamente. Analizando con más detalle los cambios en los retornos a la educación vemos que desde 1974 hasta 1981 se da un aumento de 4 puntos porcentuales alcanzado un valor de 9.3% en 1981. A partir de 1981 disminuyen hasta llegar al 7.1% en 1984 y desde ese año hasta 1988 observamos una tendencia ascendente de 3 puntos porcentuales aproximadamente. Posteriormente, por un período de 2 años los retornos disminuyen de un 10.1% hasta 7.5% y entre 1991 y 1995 aumentan hasta llegar al 9.6%.Para el año 1996 el coeficiente cae medio punto porcentual y finalmente para los años pertenecientes al período 1997-2002 los mismos tienen una tendencia ascendente que fluctúa entre 9.9% y 11.8% y en el 2003 disminuyen 0.8%. A partir de estos resultados podemos inferir que los beneficios que obtuvieron los individuos por un año más de educación en promedio siguieron una tendencia creciente en este periodo. En particular, desde 1990 hasta el 2003: un individuo con un año más de educación tenía un aumento del salario del 7,5% y este aumento sigue un patrón creciente hasta el 2003 donde el retorno es del 11%.

3.3 Análisis de los efectos de la educación sobre la distribución condicional del ingreso

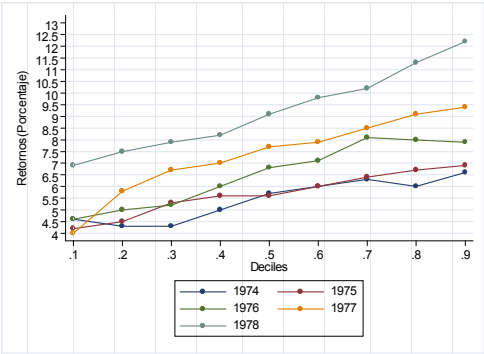
Hasta ahora hemos analizado los retornos a la educación observando solo la media de la distribución condicional del ingreso, para obtener una descripción más precisa estimaremos la ecuación (7) por medio del método de regresión por cuantiles. Para ello, estimaremos el siguiente modelo:

$$Q\tau(\ln(w_i)) = \alpha_\tau + \beta_\tau Yearseduc_i + \delta_{\tau 1}\exp_i + \delta_{\tau 2}\exp_i^2 \qquad \text{i=1,…, N; } 0<\tau<1 \quad \textbf{(8)}$$

Las variables son las mismas de la ecuación (7), la diferencia es que ahora estamos estimando los retornos a la educación para distintos cuantiles de la distribución condicional del ingreso (τ es el τ-ésimo cuantil de la distribución condicional del ingreso).

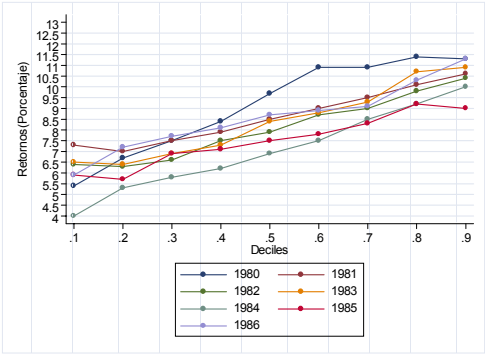
Como ya dijimos anteriormente, el supuesto de homogeneidad se rechaza cuando estudiamos el cambio en los retornos a la educación. A continuación en las Figuras 4(a-e) se presentan los resultados obtenidos al estimar el cambio los retornos a la educación en el salario (ecuación (7)) por medio de regresiones por cuantiles (las tablas con estos resultados se encuentran en el Apéndice 2).

Figura 4a
Evolución de los retornos a la educación en el salario



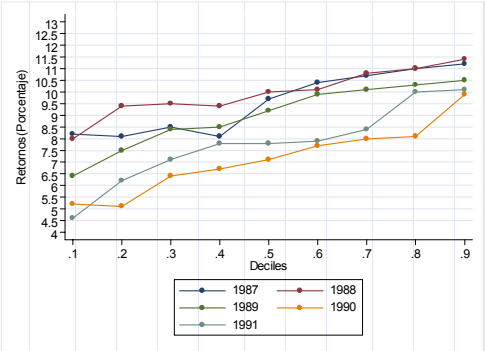
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 4b
Evolución de los retornos a la educación en el salario



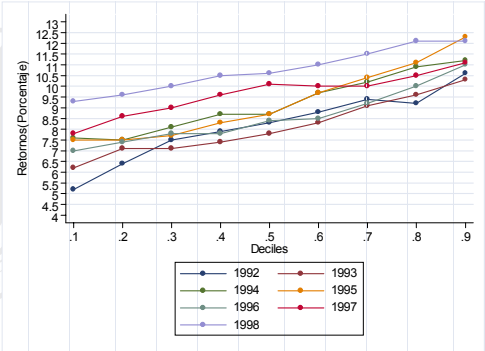
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 4c
Evolución de los retornos a la educación en el salario



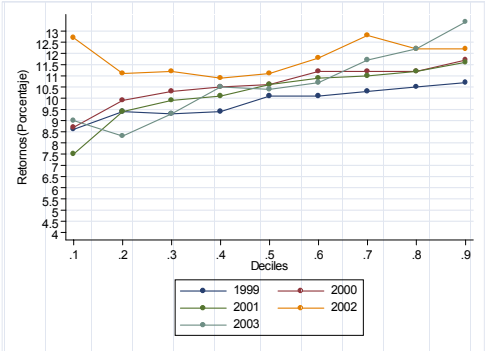
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 4d
Evolución de los retornos a la educación en el salario



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 4e
Evolución de los retornos a la educación en el salario



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Podemos comprobar que los retornos para un año mas de educación tienen una pendiente positiva a lo largo de la distribución del ingreso, lo cual señala un mayor retorno a medida

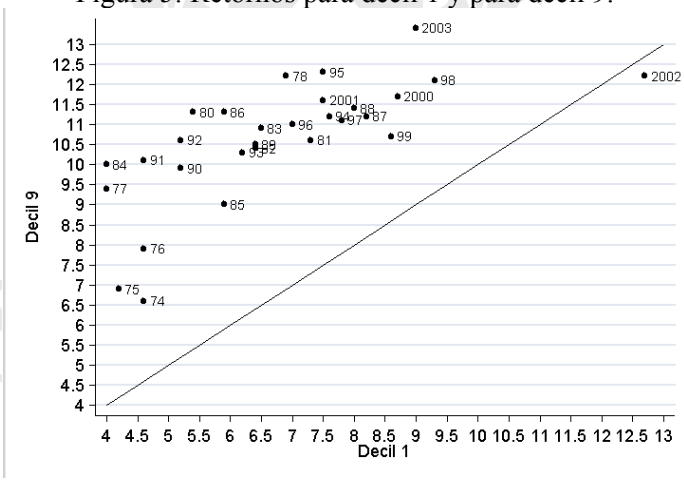
que avanzamos sobre los cuantiles superiores del ingreso (estos resultados concuerdan con los obtenidos en trabajos anteriores, por ejemplo Buchisnky (1994)). Además, la evolución de los mismos no sigue un patrón de crecimiento constante para todos los cuantiles de la distribución, es decir, la evolución de los retornos por un año más de educación para algunos años benefició más a individuos que están en la parte inferior de la distribución del ingreso (mas pobres) y en otros años el aumento de la educación generó un aumento en el salario solo para los individuos mas ricos.

Analicemos con mayor detalle como fueron cambiando los retornos de la educación sobre el salario desde 1974 hasta el 2003, para ello separamos el análisis en 5 periodos. El primer período corresponde a los años 1974-1978 (Figura 4a) durante los tres primeros años los retornos a la educación aumentaron si consideramos solo la media de la distribución del ingreso (es semejante a estimar por MCO). Sin embargo, si analizamos por cuantiles vemos que la educación tiene un impacto positivo en la desigualdad del ingreso. Esto se debe a que los retornos para el primer cuantil del ingreso disminuyen hasta 1977 (de 4.6% a 4%) y aumentan en tres puntos porcentuales para el último cuantil alcanzando un valor de 9.4%. En 1978 la pendiente de los retornos aumenta aún mas, ya que a pesar de que para el primer cuantil aumentaron los retornos un 2,3% respecto a 1974, el aumento para el cuantil superior casi se duplicó (el coeficiente es de 12,2%). Respecto al segundo período (1980-1986, Figura 4b), observamos que hasta 1984 se da un cambio en la pendiente de los retornos volviéndose negativa, el cuantil mas alto de la población experimenta una caída de los retornos y el primer cuantil aumenta y se mantiene estable en un valor de 5.9% hasta 1986. En relación al tercer período (1987-1991, Figura 4c) el primer cuantil del ingreso experimenta un aumento llegando a un valor de 8% en 1988 y luego disminuye hasta llegar a un 4% en 1991. En cambio, para el cuantil mas alto los coeficientes no tuvieron cambios importantes y se mantuvieron en valores cercanos al 10% y 11%. En este lapso de tiempo, los retornos a la educación disminuyeron considerablemente para los cuantiles más bajos y se mantuvieron estables para el más alto reflejando un efecto desigualador en la distribución del ingreso que no se puede observar si tenemos en cuenta solo los valores de la media (oscilan entre 9% y 8% aproximadamente). Para los años siguientes, entre 1992 y 1998, no existieron cambios importantes en el cuantil más alto ya que con excepción de 1995 los retornos se mantuvieron cercanos al 10% y 11%., en cambio para el cuantil mas bajo los retornos se incrementaron en un punto porcentual por año aproximadamente hasta alcanzar un valor de 9,3% en 1998. Durante este periodo se observa un efecto igualador en la distribución

del ingreso. Finalmente, para los últimos cuatro años (2000-2003) vemos que hasta el 2001 los retornos del último cuantil de la distribución se mantuvieron en un 11%. Lo contrario sucede para el primer cuantil, donde los coeficientes disminuyen en un punto porcentual. Otra vez se observa que los retornos tienen un impacto positivo en la desigualdad del ingreso.

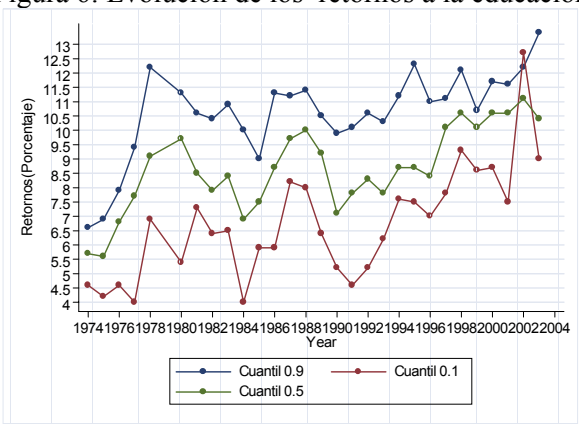
La Figura 5 muestra una descripción de los retornos para cuantil 0,1 y para el cuantil 0,9 de la distribución del salario. En el gráfico se incluye una línea de 45 grados tal que los puntos pertenecientes a esta línea representan las estimaciones donde los retornos para el primer y el último cuantil son iguales. Se puede ver que para todos los años (excepto 2002) los retornos se encuentran arriba y a la izquierda de la línea de 45 grados, esto significa que los retornos a la educación son mayores para la parte superior de la distribución del salario. Esta diferencia persiste a lo largo del tiempo, lo cual se puede observar claramente en la Figura 6.

Figura 5: Retornos para decil 1 y para decil 9.



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 6: Evolución de los retornos a la educación



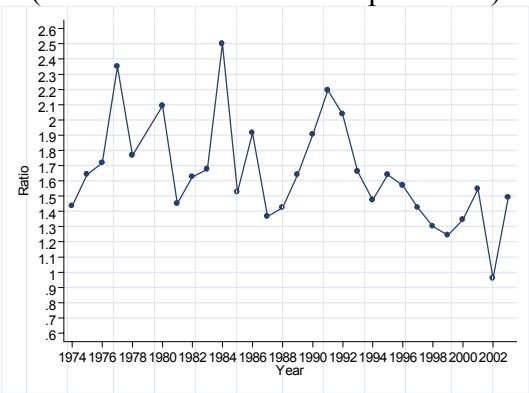
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

3.4 Estimación del efecto de los retornos a la Educación en la Desigualdad del Ingreso

Utilizando los resultados obtenidos anteriormente procederemos a analizar el efecto de los retornos a la educación en la desigualdad del ingreso para el Gran Buenos Aires. Para ello utilizamos como medida de desigualdad el ratio entre los coeficientes del cuantil 0.9 y del cuantil 0.1 de la distribución condicional del salario horario. Un aumento de este ratio implica un impacto positivo de los retornos a la educación en la desigualdad del ingreso a través del efecto de la dispersión en los retornos. Es decir, los individuos que se encuentran en la parte superior de la distribución condicional del ingreso tienen un mayor beneficio con un año más de educación en relación a los individuos que se ubican en la parte inferior. Por el contrario, una caída del ratio señala que los cuantiles inferiores de la distribución condicional se ven más beneficiados ante cambios en la educación, lo cual refleja un efecto igualador de los retornos en la desigualdad.

En la Figura 7 se presenta este ratio para el Gran Buenos Aires desde 1974 hasta el 2003 y en el Apéndice 3, Tabla A.3.1 se encuentran los resultados pertenecientes a esta figura y también los ratios correspondientes a otros cuantiles. El ratio entre los coeficientes del cuantil 0.9 y del cuantil 0.1 se ha mantenido en valores entre 1 y 2.5 aproximadamente, señalando que existe un beneficio mayor para los individuos que están en la parte de "arriba" de la distribución condicional del ingreso.

Figura 7: Evolución Ratio 9/1 (1974-2003)
(Educación como años en promedio)



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

El comportamiento del ratio ha sido inestable desde 1973 hasta 1991 y a partir de ese año se observa una tendencia decreciente y monótona hasta el 2003: el ratio disminuye de un valor de 2.19 en 1991 a 1,489 en el 2003 reflejando un efecto igualador de la educación en

la distribución del ingreso. Analizando en más detalle podemos observar que para los años correspondientes a 1974-1977, 1981-1984 y 1987-1991 el cambio en los retornos a la educación tuvo un impacto positivo en la desigualdad del ingreso, ya que durante estos años aumentó la brecha entre los ingresos de ambos deciles. Es importante aclarar que en el año 2002 los retornos a la educación para los cuantiles que se encuentran en la parte inferior crecen en un porcentaje mayor que el observado en todo el período. Una posible explicación a este incremento puede atribuirse en parte a que desde abril hasta diciembre de ese año se implementó el Plan Jefas y Jefes de Hogar cuyos beneficiarios son principalmente los primeros cuantiles del ingreso (el cuantil 0.10 y 0.20 conforman el 74%)[3].

Comparando la evolución de este ratio como medida de desigualdad con la evolución del coeficiente de Gini del ingreso horario (Figura A.3.1), encontramos que las tendencias entre ambos indicadores son semejantes para los años 1974-1981, 1988-1989. Sin embargo, para el periodo de 1991 a 2003 el coeficiente de Gini sigue un patrón creciente, a diferencia del ratio cuya tendencia es decreciente. Entonces, teniendo en cuenta ambas medidas de desigualdad encontramos que la desigualdad del ingreso horario aumenta durante los noventa y principios del 2000, mientras que la desigualdad de ingreso generada por las diferencias entre los beneficios de un año más de educación de diferentes cuantiles del ingreso disminuye. Si a estos resultados le agregamos el hecho de que la educación contribuyó en forma positiva a la desigualdad durante los noventa, estamos frente a una contradicción cuando sólo tenemos en cuenta el ratio entre cuantiles a la hora de determinar el impacto de la educación sobre la inequidad distributiva. Por lo tanto, se debe realizar un análisis más detallado del efecto de la educación sobre la distribución del ingreso para el período 1991-2003.

Para analizar con más detalle la relación entre la educación y la inequidad distributiva es conveniente dividir el impacto de la educación sobre la desigualdad en dos efectos. De esta forma podemos observar si la desigualdad aumenta a través de la dispersión de los retornos de la educación o si la desigualdad se relaciona con diferencias salariales debidas a cambios en la educación.

Entonces, siguiendo a Pereira y Martins (2000) diferenciamos la relación entre retornos a la educación y desigualdad en los siguientes efectos:

[3] Para obtener este porcentaje se dividió a la población por deciles utilizando el ingreso pér cápita familiar de hombres entre 25-54 años con ingreso positivo. Si obtenemos los deciles usando el ingreso total familiar el porcentaje acumulado hasta el segundo decil es del 61%.

a) Desigualdad Intra-educacional (*within education level inequality*): Refleja la diferencia de salario entre los individuos dentro un mismo nivel educativo, lo cual nos permite observar el impacto de la educación en la desigualdad a través del efecto de la dispersión de los retornos. Es decir, si para un mismo nivel de educación los individuos que se encuentran en la parte superior del ingreso condicional se ven más beneficiados respecto a aquellos que están en la parte inferior la desigualdad del ingreso aumenta.

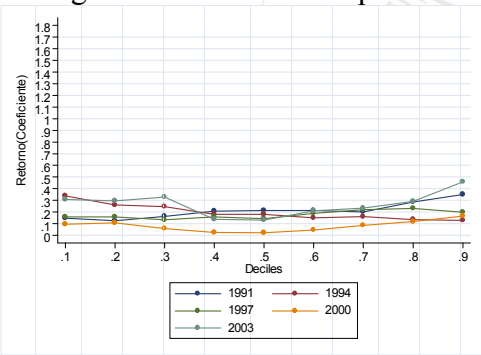
b) Desigualdad entre niveles educativos (*Between educational levels inequality)*: Señala los diferenciales de salario entre los niveles educativos pero dentro de un cuantil determinado del ingreso. Se relaciona con las discrepancias de los salarios debidas a los cambios en la educación ya que permite estudiar las diferencias generadas por un aumento marginal de los salarios ante un cambio en el nivel de educación para individuos que pertenecen a un mismo cuantil.

Con el fin de analizar estos dos efectos dividiremos a la población según el máximo nivel educativo alcanzado (primario, secundario y superior tanto completo como incompleto). Mediante el uso de estas variables es posible abandonar el supuesto de linealidad impuesto por la variable de años de educación en promedio (*Yearseduc)*, lo cual nos permite diferenciar si el impacto de los retornos a la educación sobre la desigualdad sucede por un aumento de la dispersión del salario entre niveles educativos o por un aumento de la brecha salarial entre diferentes cuantiles del ingreso para un mismo nivel de educación. Separando y comparando la relación de estos dos efectos sobre la desigualdad del ingreso podemos inferir el impacto total de los retornos a la educación sobre la desigualdad condicional del ingreso.

La estrategia de estimación consiste en regresar mediante el uso de regresiónes por cuantiles el logaritmo del salario horario sobre variables dummies para cada nivel educativo, utilizando como categoría base al nivel primario incompleto (también se incluyen las variables de edad y edad al cuadrado como proxies de experiencia). Para estudiar el efecto intra-educacional se analiza la evolución de los retornos para cada nivel educativo en todos los cuantiles de la distribución condicional del ingreso: observamos el diferencial de salarios para individuos que pertenecen a distintos cuantiles del ingreso pero que tienen un mismo nivel educativo. En cambio, para analizar el efecto entre niveles educativos estudiamos el cambio en los retornos a la educación para determinados cuantiles de la distribución condicional del ingreso y así obtenemos información acerca de la brecha salarial entre niveles educativos para cada uno de ellos.

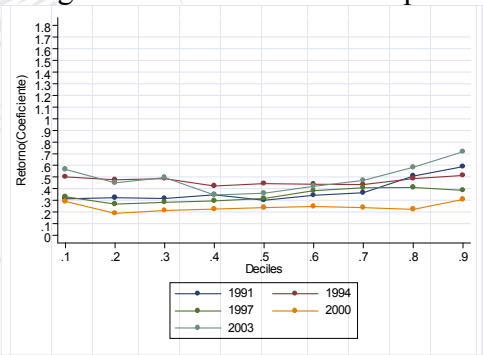
Con respecto al primer efecto (intra-educacional) las Figuras 7(a-e) muestran los retornos a la educación para cada nivel educativo en toda la distribución condicional del salario. Se puede ver que a medida que aumenta el nivel educativo aumenta el retorno en los salarios, para todos los cuantiles. Desde 1991 hasta 1994 los cuantiles más bajos del ingreso condicional tuvieron un beneficio mayor ante el aumento de un nivel educativo en relación a los cuantiles más altos, incluso para niveles educativos altos como superior completo .En este período se puede inferir un efecto negativo de los retornos en la desigualdad del ingreso. En cambio, para los años 1994-1997 el efecto fue el contrario: los individuos que se encuentran en la parte superior de la distribución condicional del ingreso tuvieron un retorno a la educación mayor en relación a los cuantiles inferiores, para los cuales los retornos cayeron (salvo superior completo que no cambió). Para los tres años posteriores todos los niveles educativos experimentaron una caída de los retornos, con excepción del nivel superior completo. Finalmente, en el período 2000-2003 los retornos tienen una tendencia creciente, pero el aumento fue mayor para los cuantiles superiores y se acentúa más en los niveles superiores.

Figura 7a: Primario completo



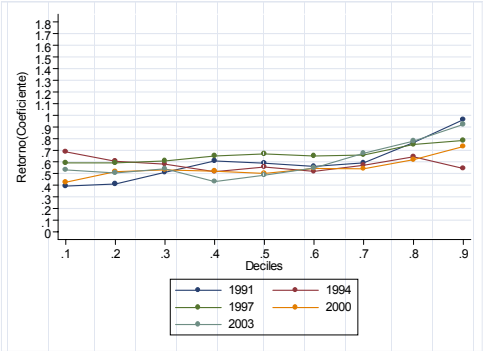
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 7b: Secundario incompleto



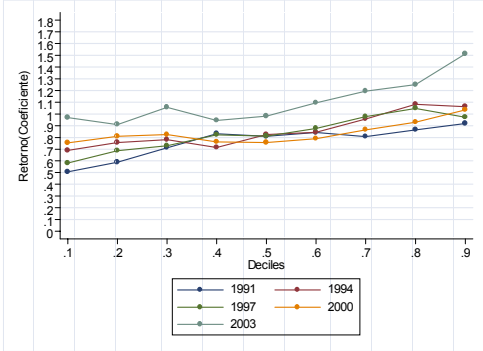
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 7c: Secundario completo



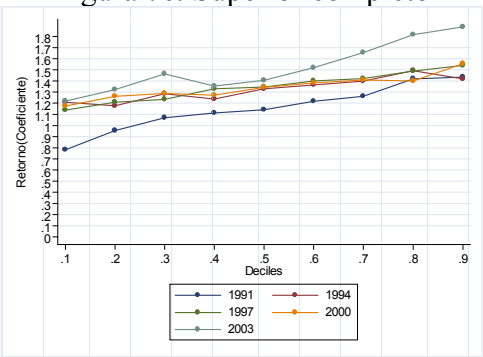
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 7d: Superior incompleto



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

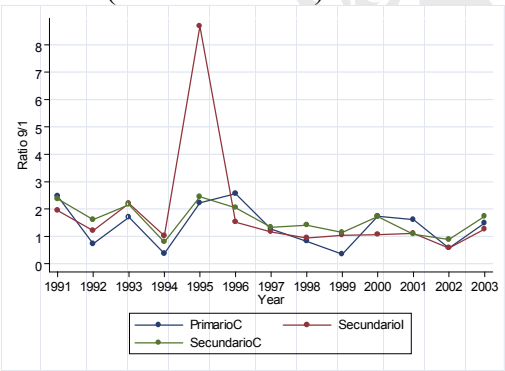
Figura 7e: Superior completo



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

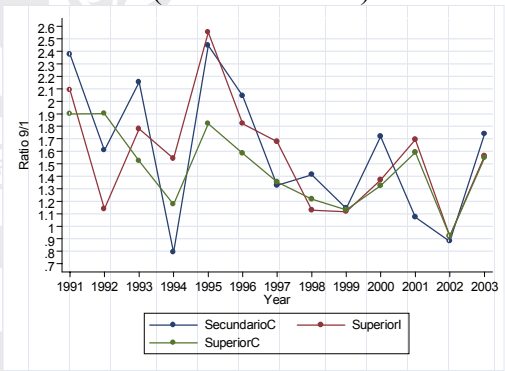
A partir de estos resultados, estimamos el ratio de los coeficientes del cuantil 0.90 sobre 0.10 y 0.75 sobre 0.25 para observar el cambio en la brecha del salario en cada nivel educativo. En las Figuras 8(a-b) se muestra la evolución del ratio 0.90/0.10:

Figura 8a: Desigualdad (Ratio 0.90/0.10)



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 8b: Desigualdad (Ratio 0.90/0.10)



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

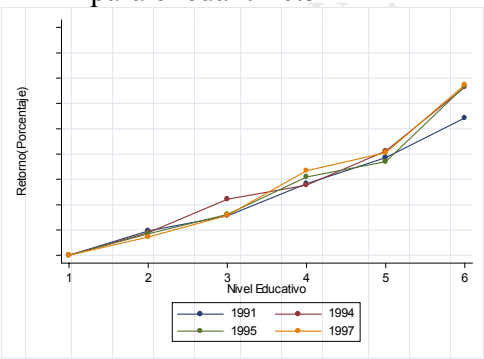
Podemos observar que para el nivel secundario completo el ratio decrece de 2.4 en 1991 a 1.5 en el 2003, y para superior incompleto y completo decrece un punto y 0.3, respectivamente. En 1999 la brecha perteneciente a estos tres niveles llega a 1.1[4](valor mas bajo alcanzado en este período). Es decir, en estos niveles la diferencia de salario entre los individuos que se encuentran en la parte superior de la distribución condicional y los que se encuentran en la parte inferior es cada vez menor con algunas excepciones (1995, 1999-2000 y 2002-2003). La caída del ratio en estos años implica un impacto negativo de los retornos de la educación en la desigualdad del ingreso intra-grupo para los deciles 0.90 y 0.10. Con respecto al ratio entre los cuantiles 0.75 y 0.25 de la distribución condicional, la tendencia es similar (ver Apéndice 3, Figuras A.3.2)

[4] No se está teniendo en cuenta el valor del 2002 por las razones ya mencionadas.

Por lo tanto, observando la evolución de los ratios obtenemos que durante los noventa disminuyó la dispersión salarial entre cuantiles de la distribución condicional del ingreso dentro de cada grupo educativo. En consecuencia, la desigualdad del ingreso tuvo una mejora debido que para los cuantiles más bajos un aumento en el nivel educativo tuvo un impacto mayor en el salario respecto a los cuantiles más altos. Una alternativa para observar estos resultados es analizar la evolución de los retornos marginales de los distintos niveles de educación, (ver Apéndice 4). Durante los noventa el nivel Superior fue el que tuvo un retorno marginal mayor para el cuantil 0.1 en relación al cuantil 0.9, señalando el efecto negativo en la desigualdad intra-grupo.

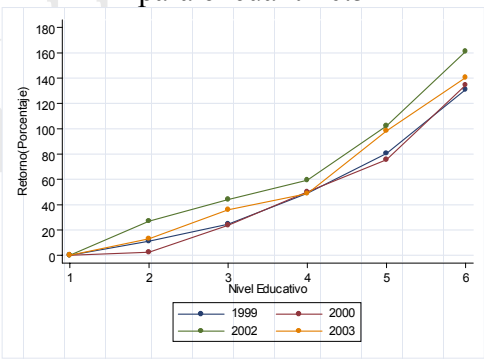
Veamos ahora cuál fue el efecto de los retornos a la educación sobre la desigualdad si sólo tenemos en cuenta el efecto entre niveles educativos para determinados cuantiles del ingreso condicional, en particular para los cuantiles 0.10, 0.25, 0.50, 0.75 y 0.90. Un aumento en los retornos a la educación va a generar un incremento en la desigualdad del ingreso si dentro de cada cuantil crece la brecha salarial entre los individuos más educados y los menos educados. Empecemos por observar qué es lo que sucede en los retornos medios para lo que analizamos los retornos a la educación para el cuantil 0.50.

Figura 9a: Retornos a la educación para el cuantil 0.5



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 9b: Retornos a la educación para el cuantil 0.5



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Nota: 1 corresponde a primario incompleto, 2 a primario completo, 3 a secundario incompleto, 4 a secundario completo, 5 a superior incompleto y 6 a superior completo.

Las Figuras 9a y 9b muestran los coeficientes del retorno a la educación para este cuantil según cada nivel educativo respecto a no tener educación o primario incompleto. Los retornos aumentan durante los años pero se mantiene la forma convexa de la curva hasta 1999. Esta convexidad refleja la brecha de salario entre los más educados y los menos educados, es decir, el impacto positivo de la educación en la desigualdad. Luego de 1999 aumentan los retornos para los niveles medios de educación, disminuyendo así la brecha

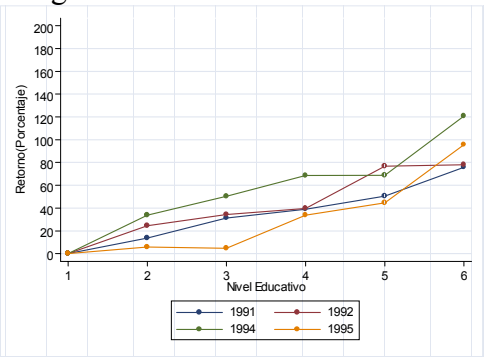
salarial. Sin embargo, observar sólo este decil es semejante a realizar una estimación por medio de MCO. Si comparamos estos resultados con los obtenidos por MCO deducimos que el aumento de la educación en este período mejora la distribución del ingreso, ya que los retornos aumentan para todos los niveles y decrece la brecha salarial. A continuación veremos que esta deducción no refleja el verdadero efecto de la educación en la desigualdad, debido a que en los extremos de la distribución del salario los cambios en los retornos marginales fueron distintos.

Las Figuras 10(a-f) y 11(a-f) muestran las mismas estimaciones para los cuantiles 0.10, 0.25, 0.75 y 0.90 de la distribución condicional del ingreso. Para los años 1991-1994 aumenta el beneficio salarial para los individuos más educados y también aumentan los retornos para los niveles medios de educación para el primer cuantil. Sin embargo, en 1995 los retornos disminuyen (principalmente para los niveles medio) y la curva se hace más convexa, aumentando la brecha de salario. Para el cuantil 0.90 los retornos caen entre 1991 y 1995, excepto para el nivel superior para el cual los mismos aumentan. Para este cuantil la brecha de salario entre distintos niveles educativos es mayor, y a partir de 1995 hasta el 2000 disminuyen los retornos para todos los niveles, pero se mantiene la brecha salarial por lo cual no se modifica la desigualdad del ingreso entre los grupos educativos. En cambio, el cuantil 0.10 experimenta un aumento en los retornos para el nivel secundario incompleto y superior hasta 1999. Este aumento implica un impacto positivo en la desigualdad, ya que los individuos más educados se ven más beneficiados en relación al resto. A partir del 2000 hasta el 2003 la convexidad de las curvas en ambos cuantiles disminuye y el aumento de los retornos para el cuantil 0.10 se concentra en los niveles medios de educación, teniendo un impacto negativo en la distribución del salario, mientras que para el cuantil 0.90 los retornos aumentan para todos los niveles.

Respecto a los cuantiles 0.25 y 0.75 (Figuras 11(a-f)), el cambio en los retornos es menor que en los otros cuantiles. Para el primero se observa un aumento de los retornos en el nivel superior desde 1995 hasta el 2000 y para los tres años siguientes este aumento ocurre en los niveles bajos de educación (disminuye la brecha salarial). En cambio, el cuantil 0.75 presenta una diferencia salarial para distintos niveles pero recién después del 2001 crece esta brecha. En ambos cuantiles se observa un impacto positivo de la educación en la desigualdad del ingreso, principalmente entre 1991 y 2000. El año 2002 muestra un aumento en los niveles bajos de educación para los cuantiles 0.10 y 0.25, sin embargo, como ya dijimos este aumento puede estar influenciado por otros factores como

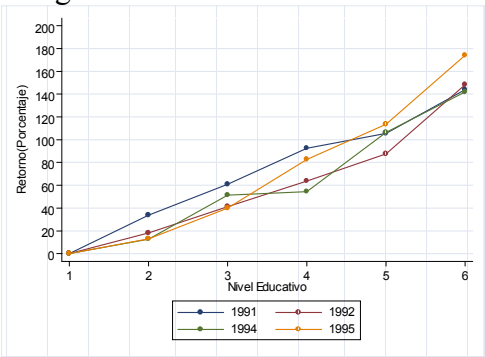
el Plan Jefas y Jefes de Hogar[5]. Además, en el 2003 los coeficientes presentan valores semejantes a los anteriores al año 2002.

Figura 10a: Retornos Cuantil 0.1



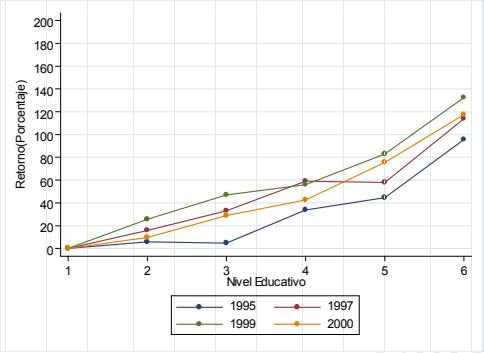
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 10d: Retornos Cuantil 0.9



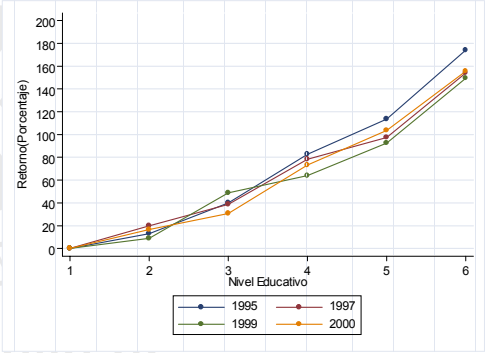
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 10b: Retornos Cuantil 0.1



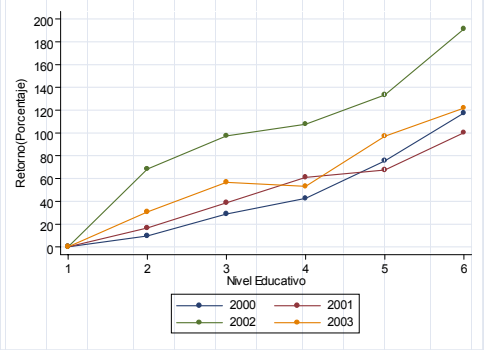
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 10e: Retornos Cuantil 0.9



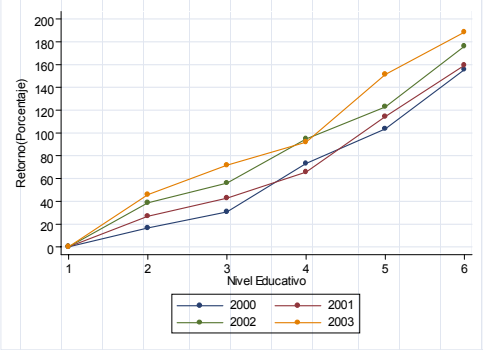
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 10c: Retornos Cuantil 0.1



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

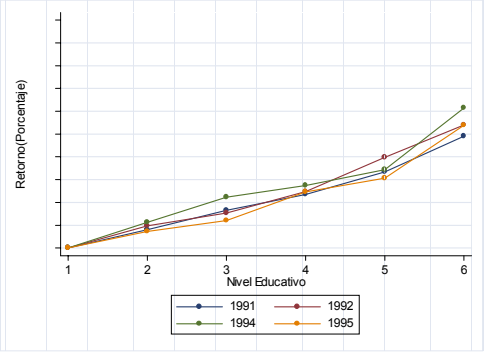
Figura 10f: Retornos Cuantil 0.9



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

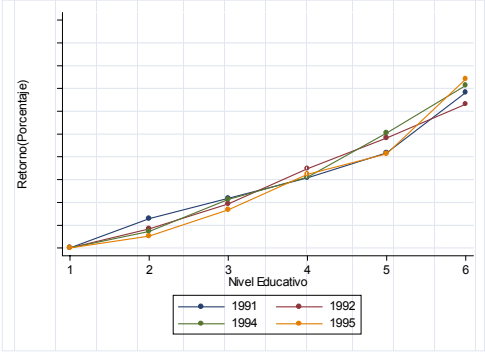
[5] De los individuo que recibieron el plan un 39% corresponde a primario completo y un 13% a secundario incompleto.

Figura 11a: Retornos Cuantil 0.25



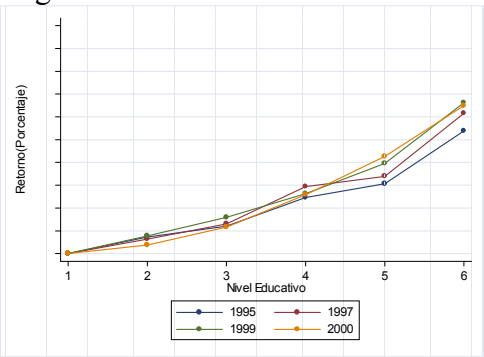
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura11d: Retornos Cuantil 0.75



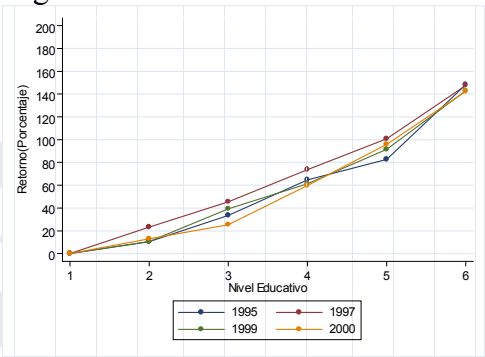
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 11b: Retornos Cuantil 0.25



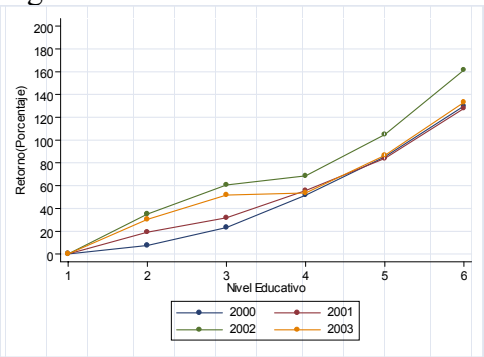
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 11e: Retornos Cuantil 0.75



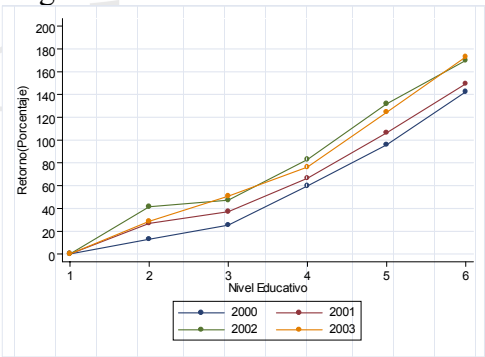
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 11c: Retornos Cuantil 0.25



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 11f: Retornos Cuantil 0.75



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

A partir de estos resultados se puede afirmar que la evolución de los retornos entre niveles educativos tuvo un impacto positivo en la desigualdad del ingreso, debido a que el aumento de los mismos sucedió en niveles educativos que se caracterizan por una alta dispersión salarial y un ingreso superior a la media (ver Apéndice 3, Tablas A.3.2 y A.3.3). Como consecuencia, creció la brecha salarial entre diferentes niveles de educación

dentro de cada cuantil del ingreso condicional. Por ejemplo, un individuo con estudios secundarios completos obtiene más del doble de salario (como mínimo) que uno con primario completo durante los noventa. Además, si la educación corresponde al nivel superior la brecha es todavía mayor para todos los cuantiles del ingreso.

En resumen, si observamos los dos efectos tenemos, por un lado, que a nivel intra-educacional el impacto de la educación en la desigualdad es incierto en algunos años y negativo en otros, y el ratio entre cuantiles de la distribución condicional disminuye. Todos los cuantiles experimentaron un aumento en los retornos en los niveles educativos más altos, pero este aumento fue mayor para los cuantiles inferiores del ingreso condicional respecto a los cuantiles superiores. Por otro lado, dado que la brecha salarial aumentó en el tiempo, los individuos más educados tuvieron un beneficio mayor en el salario respecto a los menos educados. Nos encontramos frente a dos efectos opuestos, no obstante, como ya dijimos anteriormente existe evidencia empírica sobre el impacto positivo de los retornos a la educación en la distribución del ingreso, por lo cual el efecto entre niveles educativos debería ser mayor que el efecto intra-grupo. En consecuencia, sólo nos resta intentar determinar las posibles causas que generaron este resultado.

Posibles interpretaciones

Tanto los retornos de la educación como la evolución en el nivel de ocupación beneficiaron a aquellos individuos con más educación en relación a los menos educados. Sin embargo, esta caída se dio en los niveles altos de educación que están compuestos principalmente por individuos con ingresos más altos. La estructura educativa en el Gran Buenos Aires posee un nivel superior de educación formado por un 30 % de individuos que pertenecen al cuantil 0.90 y sólo un 10% de individuos del cuantil 0.10 (para más detalle ver Apéndice 1, Tabla A.1.2). Entonces, el beneficio marginal en los salarios por tener un nivel de educación superior se concentró en los individuos de la parte superior de la distribución del ingreso. Además, el cambio en la estructura educativa en los noventa, fue a favor del nivel secundario completo para el primer cuantil mientras que para el último cuantil del ingreso el cambio favoreció al nivel superior. Por lo tanto, el hecho de que el efecto entre grupo sea mayor que el efecto intra grupo puede atribuirse a estos dos factores ya que los niveles educativos para los cuales los retornos salariales aumentaron estaban compuestos por individuos de la parte superior de la distribución del ingreso durante todo el período. El bajo porcentaje de individuos pobres con educación superior

también se ve reflejado en el promedio de años de educación de cada cuantil (Tabla A.1.3). Entre 1991-2003 los más pobres tuvieron en promedio 8 años de educación (corresponde a primario completo), mientras que en los más ricos el promedio se mantuvo alrededor de 12-13 años. Es importante tener en cuenta que este aumento ocurrió en niveles altos de educación con una media de salario mayor, que contribuyó a un aumento de la brecha salarial tanto entre cuantiles del ingreso como dentro de cada uno (si hubieran aumentado los retornos en los niveles medios de educación el impacto en la desigualdad hubiera sido negativo).

Otra posible explicación para el impacto positivo que tuvieron los retornos de la educación sobre la desigualdad del ingreso se puede atribuir, en parte, a las reformas macroeconómicas que se llevaron a cabo a principios de los '90 (Gasparini (2003)). La apertura y la liberalización del comercio en Argentina implicaron un aumento en la incorporación de tecnología que generó un incremento de la inversión privada, de las importaciones de capital y de la inversión extranjera directa, generando un sesgo en la industria a favor de actividades intensivas en mano de obra calificada. Existe una gran cantidad de evidencia empírica[6] acerca de la correlación positiva entre la integración de la economía al resto del mundo y la distribución del ingreso. Tanto la apertura como la liberalización afectan la distribución a través de dos canales: por medio de la reasignación de factores entre las industrias en contra de los individuos menos calificados y por la introducción de nuevas tecnologías que aumentó la demanda por individuos más educados. Gasparini (2003) señala que debido a estas reformas, durante los noventa se dio un cambio en la estructura educativa en el mercado de trabajo a favor de los sectores *skilled intensive* (sectores financieros, transporte y comunicaciones, industria de alta tecnología). Las firmas cambiaron su manera de producir y con ello aumentó la demanda por mano de obra calificada y el retorno marginal para los más educados. La Tabla A.1.4 muestra la evolución en el nivel de ocupación, durante este período disminuyó la cantidad de ocupados con educación primaria y aumentó para los otros niveles (en especial para el superior).

Sin embargo en el trabajo de Galiani y Sanguinetti (2002), los autores demuestran que existe una correlación positiva entre la penetración de importaciones y el aumento en los retornos, y por ende en la desigualdad del ingreso. Pero señalan que la liberalización no parece ser la causa más importante del aumento de la desigualdad durante este período (el

[6] El trabajo de Juhn, Murphy y Pierce (1993) es uno de los más importantes.

aumento marginal del salario por estos cambios sólo explica un 16% del aumento total del mismo).

Mas allá de que en un primer momento encontramos una tendencia decreciente en la desigualdad del ingreso condicional por los cambios los retornos a la educación, cuando analizamos detalladamente como fue el efecto de los retornos en los distintos cuantiles de la distribución obtenemos el efecto contrario. Por lo tanto, dada la composición de la estructura educativa, el efecto negativo de la educación en la desigualdad sólo afecta a una parte de toda la muestra de individuos que corresponde a la más educada. El resto no experimentó cambios en el salario, e incluso quedó en una situación peor ya que la brecha salarial (dentro de ese cuantil) creció afectando la desigualdad del ingreso.

4. Conclusiones

La literatura se ha concentrado principalmente en la evolución de los retornos medios de la educación, sin tener en consideración que en los extremos de la distribución condicional del ingreso los cambios en los retornos son relevantes, por esta razón el presente trabajo intenta complementar estos resultados analizando que sucedió en todos los puntos de la distribución condicional del ingreso para poder estimar el efecto que tuvieron los retornos en la desigualdad distributiva.

Para determinar como influenciaron los retornos en la desigualdad se separó esta relación en dos efectos: dentro de un mismo nivel educativo para distintos cuantiles (intra-grupo) y entre distintos niveles educativos para un mismo cuantil (entre-grupo). Por un lado encontramos que los retornos aumentan en el tiempo para todos los cuantiles, en especial para los cuantiles inferiores, mientras que para los cuantiles superiores los retornos permanecen constantes señalando un impacto negativo de la educación en la desigualdad del ingreso. Por otro lado, encontramos que la brecha salarial creció a lo largo de los noventa por un incremento mayor en los retornos para el nivel superior en relación a los demás niveles educativos beneficiando en mayor proporción a los individuos más educados respecto a los menos educados por lo que el impacto de la educación sobre la desigualdad fue positivo.

Finalmente, observando la composición de la estructura educativa y su evolución en el tiempo concluimos que la educación tuvo un impacto positivo en la desigualdad del ingreso debido a que los incrementos más importantes de los retornos sucedieron en los niveles altos de educación. Entonces, dentro de cada cuantil aumentó la dispersión salarial

y en la distribución total la dispersión creció aún más ya que el porcentaje de individuos de bajos ingresos con educación superior es muy pequeño.

Este fenómeno puede tener su origen en diferentes causas: una de ellas puede atribuirse a las reformas macroeconómicas implementadas a principios de los noventa que, como señalan Gasparini (2003) y Galiani y Sanguinetti (2002), promovieron un aumento de la demanda y una reasignación de factores en contra de los individuos menos calificados. Otra explicación puede relacionarse con la habilidad no observada de los individuos: Pereira y Martins (2004) señalan la interacción de la habilidad con los niveles altos de educación, es decir, entre los individuos con mayor nivel educativo, la habilidad puede ser un determinante importante a la hora de conseguir empleos que ofrezcan un mayor salario. Sin embargo, se debe tener en cuenta que este problema aumentaría la desigualdad intra-grupo y este no es el caso de Argentina.

Para finalizar, cualquiera sea la causa que determina el aumento de la educación en los niveles superiores, los resultados obtenidos en este trabajo pueden ser útiles a la hora de decidir que individuos serán los destinatarios de distintas políticas educativas cuyo fin sea mejorar la inequidad distributiva.

QUAERERE VERUM
Universidad de
San Andrés

5. Referencias bibliográficas

Altimir,O., Beccaria,L. y Rozada Gonzalez, M., 2002, La Distribución del ingreso en Argentina:1974-2000, *Revista de la CEPAL 78.*

Arias, O., Hallock, K.y Sosa Escudero, W., 2001, Individual Heterogeneity In The Returns To Schooling: Instrumental Variables Quantile Regression Using Twins Data, *Empirical Economics*, 26 (1) 7-40.

Ashenfelter, O. y Krueger, A., 1994, Estimates of the Returns to Schooling from a New Simple of Twins, *American Economic Review*, 84(5), 1157-1173,

Buchinsky, M., 1994, Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987:Application of Quantile Regression, *Econometrica,*62, 405-458.

Bustelo, M., 2004, Caracterización de los cambios en la desigualdad y la pobreza en Argentina haciendo uso de técnicas de descomposiciones microeconométricas (1992-2001), UNLP.

Cade, B. y Noon, B., 2003, A gentle introduction to quantile regression for ecologists, *Front Ecol Envirom,* 1(8), 412-420.

Card, D., 1999, The Causal Effect of Education on Earnings, en Ashenfleter , O., Card, D. (eds) *Handbook of Labor Economics,* Volumen 3A, North Holland
Fersterer, J. y Winter-Ebmer, R., 1999, Are Austrian returns to education falling over time?, *IZA Discussion Paper* , 72.

Galiani, S. y Sanguinetti,P., 2002, The impact of trade liberalization on wage inequality: Evidence from Argentina, *JEL.*

Gasparini,L., 2003, Argentina's Distributional Failure: The role of integration and Public Policies, *JEL.*

Gasparini,L., 1999, La desigualdad en la distribución del ingreso y bienestar. Estimaciones para Argentina, en *La Distribución del Ingreso en Argentina, FIEL*.

Gasparini,L., 2005, Monitoring the Socio-Economic Conditions in Argentina, *JEL.*

Gasparini, L., Marchionni, M. y Sosa Escudero, W., 2002, Characterization of inequality changes through microeconometric decompositions, *JEL.*

Gasparini, L., Marchionni, M. y Sosa Escudero, W., 2001, Distribución del ingreso en la Argentina: perspectivas y efectos sobre el bienestar, *Premio Fulvio Salvador Pagani 2001. Fundación Arcor.*

Gasparini,L., Marchionni,M. , Sosa Escudero,W. ,2000, La distribución del ingreso en Argentina y en la provincia de Buenos Aires, *Cuadernos de Economia* 49.

Gasparini, L. y Sosa Escudero, W., 2001, Assessing Aggregate Welfare: Growth and Inequality in Argentina, *Cuadernos de Economia/Latin American Journal of Economics*, 38, No. 113.

Hartog, J., Pereira, P. y Vieira, J., 1999, Changing returns to education in Portugal during the 1980s and early 1990s: OLS and quantile regression estimators. WP 336, *Faculdade de Economía de Universidade Nova de Lisboa.*

Juhn,C., Murphy,K. y Pierce,B., 1993, Wage inequality and the Rise in Returns to Skill, *Journal of Political Economy,* 101.

Koenker, R.,2000, Quantile Regression, *Internationational Enciclopedia of the Social Sciences.*

Koenker, R. y Hallock, K., 2001, Quantile Regression, *Journal of Economic Perspectives,* 15.

Koenker, R. y Bassett, G., 1978, Regression Quantiles, *Econometrica*, 46(1), 33-50.

Martins, P. y Pereira, P., 2003, Does Education reduce wage inequality? Quantile Regression Evidence for 16 Countries, Journal *of Labour Economics*.

Pereira, P., 2000, Does Education reduce wage inequality? Quantile Regressions evidence from fifteen European countries, IZA *discussion paper, 120.*

Pessino,C., 1995, Returns to Education in Greater Buenos Aires 1986-1993:From hyperinflation to stabilization, *Documento de Trabajo 104, CEMA.*

Sosa Escudero, W., 2005, Perspectivas y avances recientes en regresión por cuantiles, mimeo, Universidad de San Andrés.

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Apéndice 1- Estadísticas Descriptivas de las variables[7]

Tabla A.1.1: Estadísticas Descriptivas

	Yearseduc		Age		Age2		Obs.
Año	**Mean**	**Std Dev.**	**Mean**	**Std Dev.**	**Mean**	**Std Dev**	
1974	7.13	3.86	38.35	8.53	1543.05	668.50	2050
1975	7.17	3.85	38.78	8.34	1573.73	661.83	1477
1976	7.06	3.85	38.77	8.45	1574.45	669.25	1438
1977	7.04	3.78	39.34	8.58	1621.04	686.01	1366
1978	7.26	3.82	39.28	8.27	1610.94	658.03	1257
1980	7.91	3.88	39.61	8.35	1638.34	669.38	1177
1981	8.02	3.89	38.97	8.46	1589.76	672.06	1165
1982	8.24	3.91	39.64	8.56	1644.81	687.43	1454
1983	8.38	4.00	38.76	8.63	1576.50	684.52	1054
1984	8.56	3.98	38.53	8.41	1555.19	668.09	980
1985	8.73	4.02	38.73	8.20	1567.50	652.39	1420
1986	8.89	3.96	38.74	8.15	1567.32	646.70	1726
1987	9.02	4.03	38.87	8.13	1577.14	645.23	1740
1988	8.86	3.83	38.95	8.21	1584.19	654.28	1814
1989	9.06	4.05	38.73	8.08	1565.53	641.04	2106
1990	9.39	3.94	38.56	7.89	1549.02	623.85	1230
1991	9.37	3.97	38.67	7.92	1558.21	625.77	1294
1992	9.67	3.98	38.98	7.92	1581.89	627.38	1351
1993	9.64	4.04	39.11	8.08	1594.68	644.78	1533
1994	9.65	3.84	39.17	7.95	1597.02	632.16	1501
1995	9.84	3.97	39.17	8.05	1598.58	638.68	1462
1996	10.23	4.06	39.00	8.25	1588.95	653.41	1443
1997	10.07	3.89	38.79	8.36	1574.91	660.74	1537
1998	10.19	3.99	39.07	8.17	1593.12	650.54	1640
1999	10.14	3.99	39.31	8.20	1612.59	653.99	1557
2000	10.45	3.90	38.84	8.21	1576.26	651.95	1569
2001	10.50	3.96	39.23	8.26	1607.29	656.29	1381
2002	10.37	4.13	39.11	8.40	1599.92	667.70	731
Mayo 2003	10.40	3.96	39.43	8.26	1632.08	657.84	706

Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

[7] Todas las estimaciones realizadas en los apéndices utilizan la muestra mencionada en la sección 3.1

Tabla A.1.2: Composición estructura educativa

	Cuantil	Primarioi	Primarioc	Secundarioi	Secundarioc	Superiori	Superiorc
1991	0.1	19.58	44.97	17.46	12.17	3.17	2.65
1992	0.1	21.43	43.65	18.25	12.7	2.38	1.59
1993	0.1	16.92	43.08	21.54	13.85	3.08	1.54
1994	0.1	23.76	53.47	15.84	5.94	0.99	0
1995	0.1	14.84	46.09	27.34	7.03	3.13	1.56
1996	0.1	10	40.77	24.62	11.54	9.23	3.85
1997	0.1	12.66	45.57	23.42	10.13	5.7	2.53
1998	0.1	21.57	44.12	22.55	7.84	1.96	1.96
1999	0.1	17.58	49.45	21.98	8.79	2.2	0
2000	0.1	11.45	45.8	23.66	16.03	3.05	0
2001	0.1	15.79	46.49	18.42	7.02	7.89	4.39
2002	0.1	15.79	40.79	23.03	13.16	4.61	2.63
2003	0.1	19.4	38.81	17.91	16.42	4.48	2.99
	Cuantil	**Primarioi**	**Primarioc**	**Secundarioi**	**Secundarioc**	**Superiori**	**Superiorc**
1991	0.9	0	16.13	18.28	24.73	9.68	31.18
1992	0.9	1.52	12.88	18.18	27.27	19.7	20.45
1993	0.9	3.42	8.9	25.34	22.6	21.92	17.81
1994	0.9	3.49	19.19	20.35	26.16	11.05	19.77
1995	0.9	3.03	17.42	12.88	25.76	18.18	22.73
1996	0.9	0.79	8.73	12.7	23.02	15.87	38.89
1997	0.9	0.7	12.59	11.89	29.37	15.38	30.07
1998	0.9	0.6	10.84	15.66	24.7	20.48	27.71
1999	0.9	2.6	8.44	15.58	23.38	23.38	26.62
2000	0.9	1.32	6.58	10.53	23.68	21.05	36.84
2001	0.9	1.63	9.76	17.89	24.39	17.07	29.27
2002	0.9	0	0	3.92	17.65	25.49	52.94
2003	0.9	2.94	7.35	10.29	16.18	30.88	32.35
	Cuantil	**Primarioi**	**Primarioc**	**Secundarioi**	**Secundarioc**	**Superiori**	**Superiorc**
1991	0.5	7.77	35.92	25.24	20.39	4.85	5.83
1992	0.5	13.85	39.23	23.08	14.62	6.92	2.31
1993	0.5	11.41	37.58	22.82	18.79	5.37	4.03
1994	0.5	9.33	42.67	22.67	17.33	4	4
1995	0.5	8.9	41.1	23.97	15.07	9.59	1.37
1996	0.5	11.72	31.72	23.45	23.45	6.9	2.76
1997	0.5	8.11	39.19	24.32	21.62	4.05	2.7
1998	0.5	8.82	37.65	27.65	18.24	5.88	1.76
1999	0.5	7.1	39.05	25.44	19.53	5.92	2.96
2000	0.5	8.88	28.99	33.14	19.53	5.92	3.55
2001	0.5	12.7	30.95	26.19	22.22	7.14	0.79
2002	0.5	0	27.08	31.25	14.58	16.67	10.42
2003	0.5	4.88	45.12	23.17	17.07	7.32	2.44

Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

Universidad de San Andrés

Tabla A.1.3: Promedio de años de educación

	Cuantil 0.1	Cuantil 0.5	Cuantil 0.9
1991	7.69	9.28	12.53
1992	7.43	8.42	12.28
1993	7.9	8.82	12.05
1994	6.8	8.68	11.48
1995	7.72	8.13	12.12
1996	8.7	9.08	13.51
1997	8.2	8.94	12.9
1998	7.4	8.86	12.90
1999	7.35	9.07	12.9
2000	8.16	9.25	13.65
2001	8.16	8.87	12.80
2002	8.07	10.80	15.18
2003(mayo)	8.05	8.95	13.5

Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

Tabla A.1.4: Evolución de la ocupación por nivel educativo (base 1991=100)

	PrimarioI	PrimarioC	SecundarioI	SecundarioC	SuperiorI	SuperiorC
1991	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1992	91.77	90.84	105.90	103.75	132.67	102.50
1993	104.99	86.14	108.85	101.07	140.34	98.65
1994	73.48	98.30	107.58	104.34	120.86	99.13
1995	78.10	93.21	105.04	91.14	165.49	110.01
1996	74.68	80.53	103.66	108.62	153.99	138.69
1997	69.32	84.35	107.93	115.40	160.12	108.18
1998	68.48	83.38	115.72	108.62	141.10	120.50
1999	67.28	83.79	106.61	114.15	163.34	114.82
2000	56.28	79.04	110.58	115.64	155.67	137.44
2001	57.12	79.16	98.88	119.62	184.97	133.49
2002	68.67	76.64	114.80	97.68	159.97	151.20
2003	64.60	74.85	112.77	109.69	189.42	127.43

Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

Universidad de San Andrés

Apéndice 2- Estimaciones de los cambios en los retornos a la educación en el salario.

Tabla A.2.1: Estimaciones por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios.

	1974	**1975**	**1976**	**1977**	**1978**	**1980**	**1981**	**1982**	**1983**
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
lwage	lwage	lwage	lwage	lwage	lwage	lwage	lwage	lwage	lwage
yearseduc	0.053	0.053	0.062	0.070	0.089	0.088	0.093	0.083	0.087
	(18.76)**	(13.60)**	(16.70)**	(14.73)**	(17.90)**	(16.17)**	(17.12)**	(18.91)**	(18.09)**
age	0.022	0.039	0.049	0.029	0.048	0.050	0.050	0.050	0.036
	(1.74)	(2.22)*	(2.96)**	(1.55)	(2.35)*	(2.24)*	(2.02)*	(2.65)**	(1.83)
Age2	-0.000	-0.000	-0.001	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
	(1.28)	(1.83)	(2.66)**	(1.24)	(1.87)	(1.76)	(1.50)	(2.08)*	(1.23)
Constant	3.091	-2.011	-2.632	-4.694	-7.484	-7.559	-10.050	-0.841	-1.323
	(12.77)**	(5.92)**	(8.32)**	(13.11)**	(18.74)**	(17.28)**	(21.19)**	(2.29)*	(3.48)**
Observations	2050	1477	1438	1366	1257	1177	1165	1454	1054
R-squared	0.16	0.14	0.19	0.17	0.25	0.24	0.24	0.23	0.30
F-test	120	64.47	96.55	74.10	108.21	88.45	98.82	120.51	114.54

Robust t statistics in parentheses
significant at 5%; ** significant at 1%

Universidad de San Andrés

Tabla A.2.1: Estimaciones por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (continuación).

	1984	**1985**	**1986**	**1987**	**1988**	**1989**	**1990**	**1991**	**1992**	**1993**
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)
	lwage	lwage	lwage	lwage	lwage	lwage	lwage	lwage	lwage	Lwage
yearseduc	0.071	0.078	0.088	0.096	0.101	0.091	0.075	0.078	0.086	0.084
	(13.10)**	(19.51)**	(24.67)**	(24.67)**	(27.29)**	(23.54)**	(15.86)**	(13.80)**	(19.09)**	(20.58)**
age	0.049	0.042	0.084	0.110	0.067	0.065	0.069	0.065	0.072	0.052
	(2.13)*	(2.24)*	(5.07)**	(6.12)**	(3.95)**	(3.52)**	(2.97)**	(2.25)*	(3.33)**	(2.65)**
Age2	-0.000	-0.000	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.000
	(1.73)	(1.68)	(4.35)**	(5.35)**	(3.09)**	(2.88)**	(2.54)*	(1.87)	(2.90)**	(1.95)
Constant	-3.650	-5.515	-1.170	-2.016	-1.429	-3.846	-1.294	-1.095	-1.090	-0.739
	(8.24)**	(15.14)**	(3.65)**	(5.90)**	(4.36)**	(10.92)**	(2.86)**	(1.99)*	(2.60)**	(1.94)
Observations	980	1420	1726	1740	1814	2106	1230	1294	1351	1533
R-squared	0.21	0.25	0.29	0.31	0.31	0.24	0.18	0.13	0.24	0.25
F test	58.86	127.07	253.66	216.31	253.66	191.28	85.71	73.54	122.60	145.31

Robust t statistics in parentheses
* significant at 5%; ** significant at 1%

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Tabla A.2.1: Estimaciones por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (continuación).

	1994	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**
	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)
	lwage	lwage	lwage	lwage	lwage	lwage	lwage	lwage	Lwage	lwage
yearseduc	0.093	0.096	0.091	0.099	0.111	0.101	0.108	0.105	0.118	0.110
	(21.66)**	(21.17)**	(20.60)**	(23.28)**	(25.93)**	(23.26)**	(24.71)**	(21.25)**	(18.31)**	(15.66)**
age	0.021	0.033	0.061	0.014	0.043	0.047	0.058	0.077	0.051	0.032
	(1.02)	(1.54)	(2.97)**	(0.74)	(2.05)*	(2.29)*	(2.78)**	(3.47)**	(1.66)	(0.97)
Age2	-0.000	-0.000	-0.001	0.000	-0.000	-0.000	-0.001	-0.001	-0.000	-0.000
	(0.47)	(0.85)	(2.28)*	(0.26)	(1.23)	(1.59)	(2.08)*	(2.78)**	(1.18)	(0.31)
Constant	-0.122	-0.509	-1.036	-0.360	-0.940	-0.885	-1.210	-1.562	-1.594	-0.995
	(0.31)	(1.24)	(2.71)**	(0.98)	(2.34)*	(2.27)*	(3.04)**	(3.74)**	(2.69)**	(1.55)
Observations	1501	1462	1443	1537	1613	1537	1556	1381	731	706
R-squared	0.27	0.27	0.26	0.30	0.33	0.30	0.30	0.28	0.35	0.31
F test	157.42	152.63	150.98	194.52	227.29	185.87	212.98	164.87	112.45	88

Robust t statistics in parentheses
* significant at 5%; ** significant at 1%

Universidad de SanAndrés

Tabla A.2.2: Estimaciones del cambio de los retornos a la educación en el salario utilizando el método de regresiones por cuantiles.

	1974		1975		1976		1977		1978	
0.1	0.046	(9.51)**	0.042	(4.03)**	0.046	(8.09)**	0.04	(6.54)**	0.069	(9.24)**
0.2	0.043	(12.70)**	0.045	(7.47)**	0.05	(13.06)**	0.058	(10.75)**	0.075	(13.84)**
0.3	0.043	(15.78)**	0.053	(12.83)**	0.052	(14.40)**	0.067	(13.55)**	0.079	(14.63)**
0.4	0.05	(20.03)**	0.056	(14.90)**	0.06	(15.12)**	0.07	(17.60)**	0.082	(17.05)**
0.5	0.057	(19.63)**	0.056	(15.96)**	0.068	(17.10)**	0.077	(13.65)**	0.091	(17.44)**
0.6	0.06	(15.02)**	0.06	(17.61)**	0.071	(22.43)**	0.079	(14.00)**	0.098	(15.03)**
0.7	0.063	(19.38)**	0.064	(15.42)**	0.081	(23.67)**	0.085	(16.50)**	0.102	(23.17)**
0.8	0.06	(14.72)**	0.067	(16.17)**	0.08	(14.17)**	0.091	(16.11)**	0.113	(16.37)**
0.9	0.066	(15.02)**	0.069	(11.21)**	0.079	(11.14)**	0.094	(12.68)**	0.122	(13.41)**
OLS	0.053	(18.76)**	0.053	(13.60)**	0.062	(16.70)**	0.07	(14.73)**	0.089	(17.90)**

	1980		1981		1982		1983		1984	
0.1	0.054	(5.98)**	0.073	(11.62)**	0.064	(11.63)**	0.065	(10.28)**	0.04	(8.96)**
0.2	0.067	(13.31)**	0.07	(10.54)**	0.063	(13.08)**	0.064	(11.54)**	0.053	(10.32)**
0.3	0.075	(14.57)**	0.075	(13.03)**	0.066	(14.17)**	0.069	(20.58)**	0.058	(10.52)**
0.4	0.084	(16.65)**	0.079	(14.75)**	0.075	(18.72)**	0.073	(15.40)**	0.062	(14.10)**
0.5	0.097	(17.45)**	0.085	(15.10)**	0.079	(17.03)**	0.084	(16.40)**	0.069	(14.45)**
0.6	0.109	(21.63)**	0.09	(15.09)**	0.087	(19.33)**	0.088	(19.36)**	0.075	(14.06)**
0.7	0.109	(17.16)**	0.095	(20.84)**	0.09	(14.47)**	0.093	(21.34)**	0.085	(13.44)**
0.8	0.114	(17.78)**	0.101	(15.18)**	0.098	(16.15)**	0.107	(16.18)**	0.092	(15.90)**
0.9	0.113	(13.51)**	0.106	(8.72)**	0.104	(16.20)**	0.109	(13.08)**	0.1	(9.09)**
OLS	0.088	(16.17)**	0.093	(17.12)**	0.083	(18.91)**	0.087	(18.09)**	0.071	(13.10)**

	1985		1986		1987		1988		1989	
0.1	0.059	(10.90)**	0.059	(13.71)**	0.082	(12.36)**	0.08	(17.28)**	0.064	(10.99)**
0.2	0.057	(13.96)**	0.072	(17.89)**	0.081	(15.07)**	0.094	(21.09)**	0.075	(17.98)**
0.3	0.069	(16.73)**	0.077	(17.82)**	0.085	(17.42)**	0.095	(21.94)**	0.084	(21.88)**
0.4	0.071	(17.82)**	0.081	(20.95)**	0.081	(32.25)**	0.094	(24.21)**	0.085	(22.41)**
0.5	0.075	(16.74)**	0.087	(29.85)**	0.097	(50.93)**	0.1	(20.81)**	0.092	(20.03)**
0.6	0.078	(20.74)**	0.089	(26.06)**	0.104	(34.81)**	0.101	(22.99)**	0.099	(25.23)**
0.7	0.083	(18.21)**	0.091	(19.36)**	0.107	(33.16)**	0.108	(23.09)**	0.101	(24.76)**
0.8	0.092	(16.08)**	0.103	(21.30)**	0.11	(26.12)**	0.11	(21.13)**	0.103	(19.86)**
0.9	0.09	(11.82)**	0.113	(19.11)**	0.112	(13.11)**	0.114	(14.39)**	0.105	(11.97)**
OLS	0.078	(19.51)**	0.088	(24.67)**	0.096	(24.67)**	0.101	(27.29)**	0.091	(23.54)**

Universidad de SanAndrés

Tabla A.2.2: (continuación)

	1990		1991		1992		1993		1994	
0.1	0.052	(6.63)**	0.046	(7.70)**	0.052	(9.55)**	0.062	(11.37)**	0.076	(11.55)**
0.2	0.051	(10.80)**	0.062	(10.45)**	0.064	(13.95)**	0.071	(13.11)**	0.075	(15.47)**
0.3	0.064	(15.15)**	0.071	(12.35)**	0.075	(16.91)**	0.071	(16.67)**	0.081	(18.08)**
0.4	0.067	(14.20)**	0.078	(19.50)**	0.079	(15.93)**	0.074	(19.47)**	0.087	(16.98)**
0.5	0.071	(14.01)**	0.078	(19.10)**	0.083	(14.96)**	0.078	(13.54)**	0.087	(18.23)**
0.6	0.077	(18.98)**	0.079	(12.80)**	0.088	(16.81)**	0.083	(15.58)**	0.097	(15.85)**
0.7	0.08	(16.92)**	0.084	(12.37)**	0.094	(12.98)**	0.091	(14.95)**	0.102	(16.65)**
0.8	0.081	(13.08)**	0.1	(12.11)**	0.092	(12.41)**	0.096	(17.24)**	0.109	(16.60)**
0.9	0.099	(9.67)**	0.101	(12.86)**	0.106	(10.14)**	0.103	(14.14)**	0.112	(12.66)**
OLS	0.075	(15.86)**	0.078	(13.80)**	0.086	(19.09)**	0.084	(20.58)**	0.093	(21.66)**

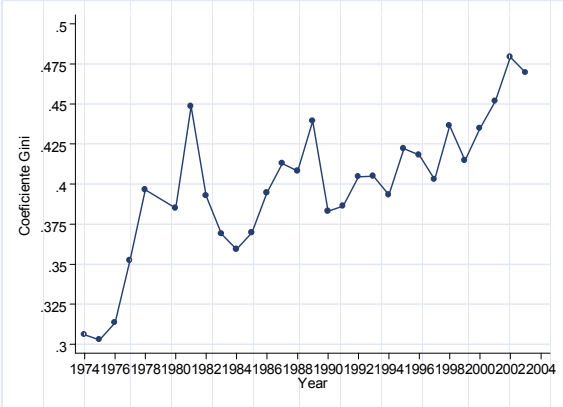
	1995		1996		1997		1998		1999	
0.1	0.075	(12.35)**	0.07	(9.08)**	0.078	(9.65)**	0.093	(13.53)**	0.086	(13.17)**
0.2	0.075	(13.93)**	0.074	(13.76)**	0.086	(14.84)**	0.096	(18.46)**	0.094	(16.97)**
0.3	0.077	(15.92)**	0.078	(16.94)**	0.09	(16.93)**	0.1	(19.40)**	0.093	(19.25)**
0.4	0.083	(17.46)**	0.078	(13.97)**	0.096	(23.39)**	0.105	(34.86)**	0.094	(21.95)**
0.5	0.087	(20.03)**	0.084	(18.06)**	0.101	(22.92)**	0.106	(25.02)**	0.101	(23.15)**
0.6	0.097	(18.63)**	0.085	(20.99)**	0.1	(24.96)**	0.11	(22.07)**	0.101	(21.37)**
0.7	0.104	(20.81)**	0.092	(18.51)**	0.1	(21.54)**	0.115	(20.32)**	0.103	(18.69)**
0.8	0.111	(15.58)**	0.1	(16.64)**	0.105	(20.42)**	0.121	(21.97)**	0.105	(17.00)**
0.9	0.123	(15.54)**	0.11	(13.72)**	0.111	(11.92)**	0.121	(14.79)**	0.107	(13.00)**
OLS	0.096	(21.17)**	0.091	(20.60)**	0.099	(23.28)**	0.111	(25.93)**	0.101	(23.26)**

	2000		2001		2002		2003	
0.1	0.087	(11.57)**	0.075	(11.34)**	0.127	(14.50)**	0.090	(7.01)**
0.2	0.099	(19.59)**	0.094	(16.54)**	0.111	(14.60)**	0.083	(11.65)**
0.3	0.103	(18.65)**	0.099	(21.00)**	0.112	(15.53)**	0.093	(12.94)**
0.4	0.105	(24.40)**	0.101	(17.55)**	0.109	(15.50)**	0.105	(15.74)**
0.5	0.106	(18.53)**	0.106	(21.89)**	0.111	(14.66)**	0.104	(13.80)**
0.6	0.112	(22.04)**	0.109	(18.95)**	0.118	(18.60)**	0.107	(13.61)**
0.7	0.112	(18.98)**	0.11	(19.25)**	0.128	(14.93)**	0.117	(16.00)**
0.8	0.112	(15.86)**	0.112	(20.19)**	0.122	(13.95)**	0.122	(15.39)**
0.9	0.117	(13.67)**	0.116	(12.44)**	0.122	(9.43)**	0.134	(13.23)**
OLS	0.108	(24.71)**	0.105	(21.25)**	0.118	(18.31)**	0.11	(15.66)**

Universidad de San Andrés

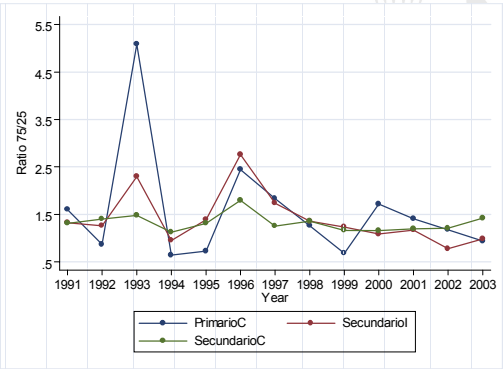
Apéndice 3- Medidas de la Desigualdad del Ingreso

Figura A.3.1: Evolución del Coeficiente de Gini

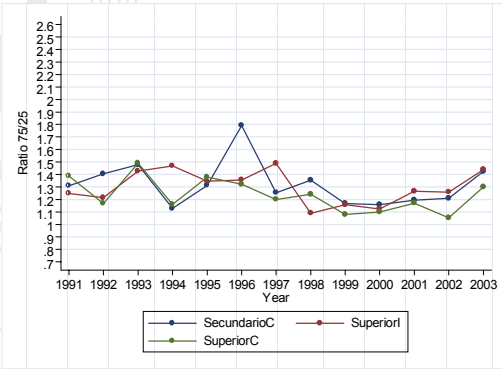


Nota: Elaboración propia en base a datos la EPH.

Figura A.3.2: Desigualdad: Ratio entre los coeficientes del cuantil 0.75 y del cuantil 0.25.



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

Tabla A.3.1: Desigualdad
Ratios coeficiente retorno de la educación en el salario

Year	9/1	9/5	5/1	Year	9/1	9/5	5/1	Year	9/1	9/5	5/1
1974	1.435	1.158	1.239	**1985**	1.525	1.200	1.271	**1995**	1.640	1.414	1.160
1975	1.643	1.232	1.333	**1986**	1.915	1.299	1.475	**1996**	1.571	1.310	1.200
1976	1.717	1.162	1.478	**1987**	1.366	1.155	1.183	**1997**	1.423	1.099	1.295
1977	2.350	1.221	1.925	**1988**	1.425	1.140	1.250	**1998**	1.301	1.142	1.140
1978	1.768	1.341	1.319	**1989**	1.641	1.141	1.438	**1999**	1.244	1.059	1.174
1980	2.093	1.165	1.796	**1990**	1.904	1.394	1.365	**2000**	1.345	1.104	1.218
1981	1.452	1.247	1.164	**1991**	2.196	1.295	1.696	**2001**	1.547	1.094	1.413
1982	1.625	1.316	1.234	**1992**	2.038	1.277	1.596	**2002**	0.961	1.099	0.874
1983	1.677	1.298	1.292	**1993**	1.661	1.321	1.258	**2003**[8]	1.489	1.288	1.155
1984	2.500	1.449	1.725	**1994**	1.474	1.287	1.145				

Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

[8] Onda mayo EPH

Tabla A.3.2: Brecha salarial entre niveles de educación para cada cuantil.

	Supc/Primc decil0.1	**Supc/Primc** decil0.9	**Supc/Primc** decil0.5	**secc/primc** decil0.1	**secc/primc** decil0.9	**secc/primc** decil0.5
1991	5.53	4.26	5.60	2.84	2.73	2.92
1992	3.17	8.24	7.24	1.61	3.54	3.68
1993	10.98	9.81	13.20	4.10	5.18	5.90
1994	3.57	11.17	7.38	2.03	4.28	3.08
1995	16.50	13.50	7.92	5.83	6.41	3.67
1996	9.12	5.63	9.84	3.77	3.01	3.73
1997	7.20	7.74	9.35	3.73	3.93	4.64
1998	5.31	7.86	8.14	2.39	4.10	3.53
1999	5.19	16.99	11.70	2.20	7.27	4.37
2000	12.36	9.42	58.43	4.48	4.44	21.78
2001	6.03	5.94	8.68	3.69	2.45	3.20
2002	2.81	4.55	5.97	1.58	2.45	2.20
2003	3.97	4.12	10.81	1.73	2.01	3.75

Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

Tabla A.3.3: Media del salario horario

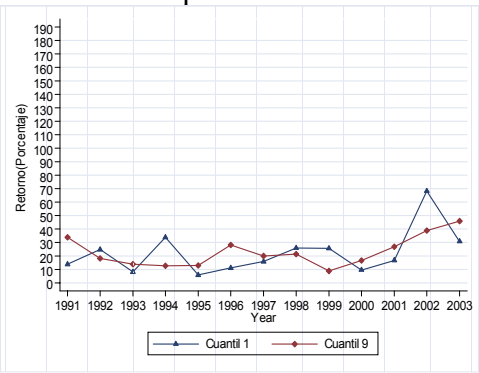
	PrimarioI	**PrimarioC**	**SecundarioI**	**SecundarioC**	**SuperiorI**	**SuperiorC**	**Media**
1991	2.411	2.985	3.635	4.783	5.241	8.522	4.075
1992	2.730	3.459	4.111	5.177	6.581	10.174	4.807
1993	3.162	3.417	4.401	5.402	7.031	10.835	5.027
1994	3.217	3.638	5.002	5.453	7.840	11.714	5.374
1995	3.106	3.394	4.154	5.853	6.832	12.496	5.315
1996	2.884	3.503	3.808	5.159	5.432	11.221	5.124
1997	2.852	3.211	3.566	5.070	6.309	10.742	4.790
1998	2.587	3.256	3.984	5.583	6.954	12.454	5.289
1999	2.877	3.250	3.947	4.760	6.280	11.334	4.946
2000	2.894	3.153	3.583	4.932	6.341	11.015	5.023
2001	2.520	3.316	3.561	4.627	7.093	11.395	5.154
2002	1.674	2.160	2.698	3.465	4.273	8.351	3.653
2003	1.735	2.010	2.867	3.002	5.304	8.440	3.622

Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

Universidad de San Andrés

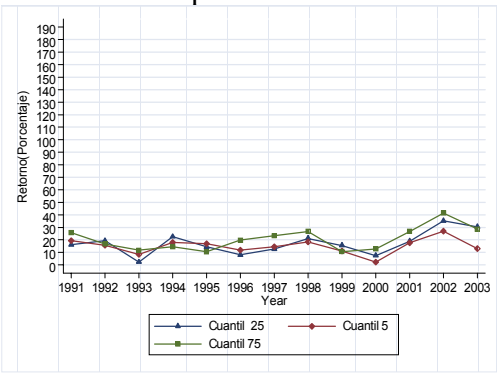
Apéndice 4: Evolución de los retornos marginales de la educación: cuantiles 0.10, 0.25, 0.50, 0.75 y 0.90

Primario Completo



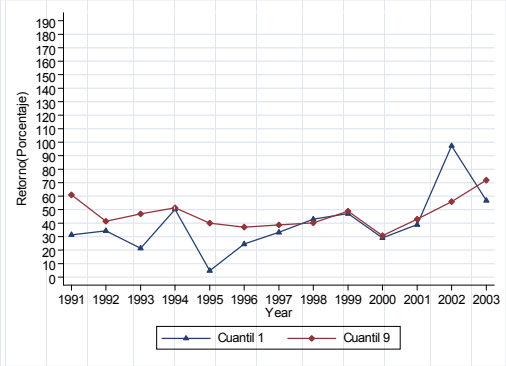
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

Primario Completo



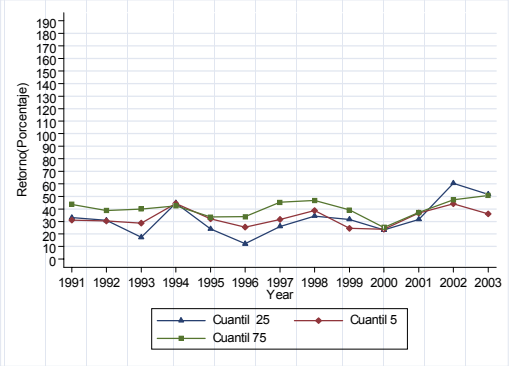
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

Secundario incompleto



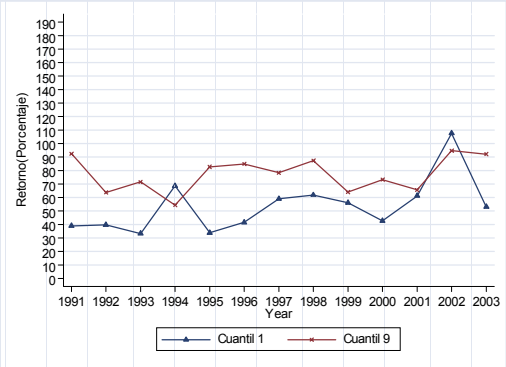
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

Secundario incompleto



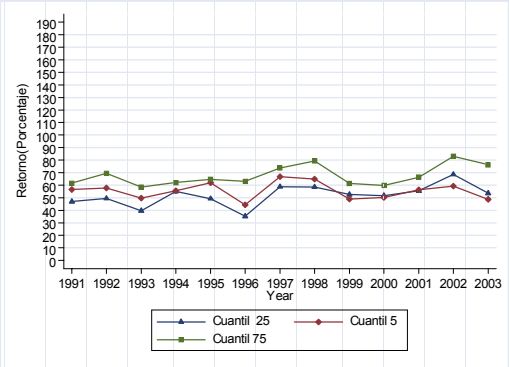
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

Secundario completo



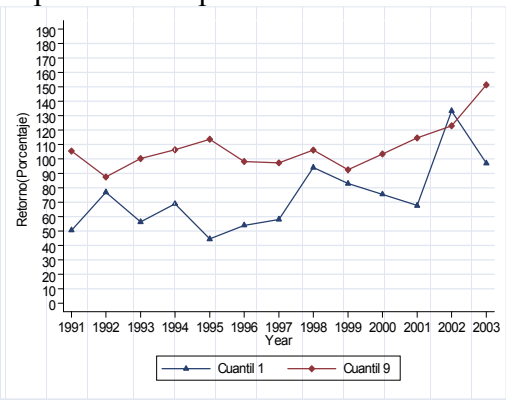
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

Secundario completo



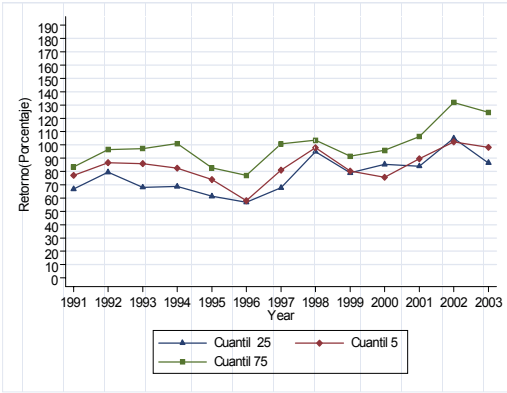
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

Superior incompleto



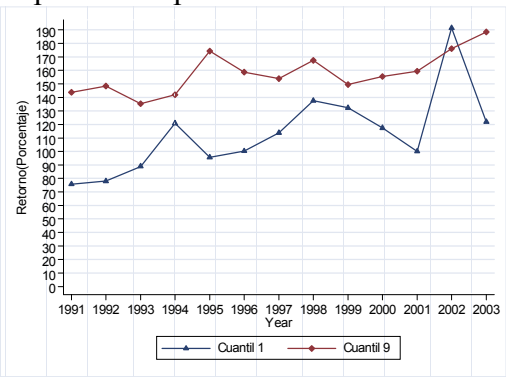
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

Superior incompleto



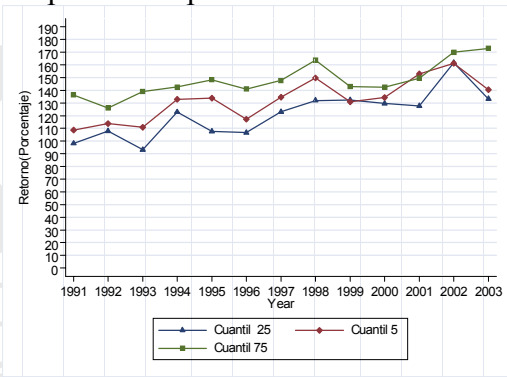
Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

Superior completo



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

Superior completo



Nota: Elaboración propia en base a datos de la EPH

Universidad de
SanAndrés