

Microeconomía III - Problem Set 3.

Gonzalo Escalona, Pablo Herrera

Semestre Otoño 2017

1. Ensayo

Desde su diseño muestral, la encuesta Casen recibe críticas y dudas de su validez y representatividad. Muchas críticas son desde la ignorancia, pero otras están fundadas y hacen sentido en el equipo de levantamiento de datos. En los procesos de capacitación y de pago, las encuestas están ya “segmentadas”: Se entrega un bono de colación a quienes cubren zonas rurales y se les lleva en automóvil y, en el caso de la Región Metropolitana, los pagos difieren según el sector, siendo los y las encuestadoras del sector oriente premiadas (con un mayor pago) por la dificultad de obtener la información en esos hogares.

Son personas menos propensas a contestar por desconfianza, por privacidad o porque es más complejo encontrar informantes idóneos en la vivienda para encuestar¹. Estos factores repercuten en una mayor dificultad de obtener datos en los sectores altos, haciendo casi obvia la no inclusión de observaciones de los “súper –ricos”. Como mencionan Lopez et al., “existe evidencia de que las medidas de desigualdad actualmente disponibles, las cuales están basadas en encuestas de ingresos, subestiman la real concentración de los ingresos” (2013).

Es en este contexto que los trabajos en distintos países sobre desigualdad están comenzando a utilizar datos del Servicio de Impuestos Internos para corregir la omisión de las encuestas tradicionales como la Casen o la EPS. Alvaredo et al. aseguran que “la gente más rica nunca respondería a encuestas sobre sus ingresos, e incluso si lo hicieran probablemente serían excluidas porque serían consideradas como “valores extremos”. Pero sabemos que esas personas seguramente pagarán al menos algunos impuestos” (2016). Este es un primer punto a favor del uso de estadísticas impositivas.

Siguiendo con los aspectos favorables de utilizar las declaraciones tributarias está el análisis histórico de tendencias. La tributación se realiza desde los inicios de las repúblicas (aunque con una baja cobertura y calidad de los registros que ha mejorado en el tiempo), mientras que la Casen se levanta desde el 1987 y la Encuesta de Ocupación y Desempleo en el Gran Santiago desde el 1957. Poder considerar los efectos provocados (más comúnmente en el caso norteamericano y europeo) por los conflictos bélicos, crisis y auges del siglo XX permite una mejor comprensión de los efectos de estos sucesos en la desigualdad de ingresos.

Es necesario recalcar, como otro aspecto positivo, que las encuestas son auto reportadas, mientras que las declaraciones de impuestos tienen requisitos legales y se someten a fiscalización. Esto hace a estas últimas más confiables.

Sin embargo, como hemos visto en el último tiempo en Chile, existe desvío de dineros a paraísos fiscales, inventos de gastos para disminuir ganancias de empresas (y con ello los dividendos que

¹Por ejemplo, la mayor participación laboral femenina se encuentra en el quinto quintil, por lo que se infiere que en el caso de una familia donde viven padre y madre (o de una pareja sin hijos), con mayor probabilidad ambos trabajan.

llegan a los accionistas), entrega de boletas para pagar menos impuestos o creación de sociedades a nombre de familiares para disminuir los ingresos declarables y eludir impuestos.

En esta línea, el caso chileno presenta una complejidad aún más relevante. El sistema impositivo es integrado, por lo que los impuestos a las empresas van de la mano con los impuestos a pagar por los propietarios de estas empresas. La particularidad del FUT permite que se retengan utilidades para ser reinvertidas en pos de generar crecimiento, sin embargo, “para las acciones de empresas compradas después del año 2001, el impuesto a las ganancias de capital es igual a cero” (López et al., 2013). Es decir, que, al existir la posibilidad de retener las utilidades, nuestro sistema integrado genera desincentivos al pago de impuestos.

También existe una serie de limitaciones con la utilización de datos de los Servicios de Impuestos Internos. Cada estado soberano tiene su propio sistema impositivo, regulaciones, mercado laboral e historia socio-económica y política. Es por esto, que uno de los contras de hacer análisis por el lado tributario sería la ausencia validez externa, así como una comparación poco precisa dadas las legislaciones particulares de cada uno de ellos.

A modo de conclusión, se debe seguir avanzando en metodologías estandarizadas para trabajar y lograr una mejor comparación entre países de los resultados obtenidos con datos tributarios. Con todo, los aportes de estas nuevas estimaciones son muy importantes para cuantificar fehacientemente la desigualdad dentro de los países.

2. Discriminación

2.1. Oaxaca Blinder

1. Descomposición Oaxaca Blinder entre hombre y mujeres para el caso multivariado.

En primer lugar se establece un modelo que relacione logaritmo natural de la variable a explicar e.g. Ingreso (Y). La cual dependerá de un set de observables X, como se muestra a continuación.

$$\ln Y^H = X^H \beta^H + \mu^H \quad (1)$$

$$\ln Y^M = X^M \beta^M + \mu^M \quad (2)$$

Por medio de MCO, es posible llegar a lo siguiente:

$$\ln \bar{Y}^H = \bar{X}^H \beta^H \quad (3)$$

$$\ln \bar{Y}^M = \bar{X}^M \beta^M \quad (4)$$

De (3) - (4), resulta:

$$\ln \bar{Y}^H - \ln \bar{Y}^M = \bar{X}^H \beta^H - \bar{X}^M \beta^M \quad (5)$$

Luego, identificando la diferencia entre los beta, y reordenando, es posible expresar lo que sigue.

$$\Delta b = \beta^H - \beta^M \quad (6)$$

$$\beta^M = \beta^H - \Delta b \quad (7)$$

Reemplazando lo obtenido de (7) en (5),

$$\ln \bar{Y}^H - \ln \bar{Y}^M = \bar{X}^H \beta^H - \bar{X}^M (\beta^H - \Delta b) \quad (8)$$

$$\ln \bar{Y}^H - \ln \bar{Y}^M = \bar{X}^H \beta^H - \bar{X}^M \beta^H + \bar{X}^M \Delta b \quad (9)$$

Finalmente la diferencia entre (1) y (2), es expresada en dos partes, como sigue

$$\ln \bar{Y}^H - \ln \bar{Y}^M = \underbrace{(\bar{X}^H - \bar{X}^M) \beta^H}_{\text{Diferencia de Dotación}} + \underbrace{\bar{X}^M \Delta b}_{\text{Existencia de Discriminación}} \quad (10)$$

El método de Oaxaca-Blinder "descompone" la diferencia de la media de dos grupos, en sus diferencias en observables "dotación" la diferencia por discriminación. Este método permite limpiar el efecto en la variable de interés de estos dos componentes, permitiendo medir de manera más fehaciente la discriminación (y no sólo usando diferencia de medias más OLS).

2. Si bien, de la descomposición desarrollada en el punto 1, las diferencias salariales que se explican por diferencias de dotaciones entre hombres y mujeres corresponderían a la primera parte de la expresión,

$$(\bar{X}^H - \bar{X}^M) \beta^H \quad (11)$$

existirá también una parte de la brecha que no estaría ligada a diferencias de dotaciones, por lo que se presumirá discriminación de género (en este caso).

$$\bar{X}^M \Delta b \quad (12)$$

METER MÁS ROLLO DE DISCRIMINACIÓN.

3. Dado que pueden existir sesgos en la estimación, principalmente debido al sesgo de la selección de la muestra.

4. DEFICIENCIA RESIDE EN LA DIFICULTAD POR LA POSIBLE EXISTENCIA DE VARIABLES RELEVANTES OMITIDAS.

No observables como habilidad, esfuerzo, calidad educación

2.2. Discriminación en la práctica: Nombres y Empleabilidad

1. El experimento desarrollado consiste en evaluar discriminación en Estados Unidos durante procesos contratación de trabajadores. El estudio contempla empresas de diversos mercados en los estados de Boston y Chicago. Para esto, los autores respondieron alrededor de 1300 anuncios de empleo en diarios con currículums creados con datos a los que se asignaban aleatoriamente ciertas características. Entre ellas, nombres asociables a personas de raza blanca o bien a personas de afroamericanas, además de información sobre logros académicos y laborales.

Con la información recopilada encuentran resultados que evidencian 50 % más de devolución de llamados a los postulantes con nombres de sonoridad blanca. Además los currículums que denotaban una alta calificación aumentaban en un 30 % los llamados para personas blancas mientras que aquellas postulaciones de personas de raza negra no presentaban mejoras al ofrecer mayor calificación.

Los autores declaran que la discriminación aparentemente perjudicaría de dos maneras. Por un lado hace más difícil para afroamericanos el encontrar trabajo. Mientras que por otro lado, la inexistencia de premio a los estudios en personas afroamericanas, no genera incentivos para

mejorar su empleabilidad.

2. Según la información reportada, existe cerca de un 50% de aumento en las probabilidades de devolución de llamados.

3. Tabla adjunta en anexos.

4. Estas metodologías presentan ciertas deficiencias en la interpretación de brechas reales pues pueden existir otros sesgos, por ejemplo en la elección de las muestras. Además de la dificultad de contemplar todas las variables relevantes especialmente por la existencia de no observables para controlar por ellos.

3. Desigualdad

3.1. Desigualdad en Primera Infancia

1. Para el desarrollo se han replicado las tablas 1 y 2 del trabajo de Contreras y Puentes (2016), las cuales dan información sobre las medias de altura y peso respectivamente de recién nacidos, separados por quintiles de ingreso. Esto se realiza tanto para los años 2010 como 2012.

Tanto para el año 2010 como para el año 2012, es posible notar que no existe un patrón que indique una relación entre los niveles de ingreso y las alturas niños recién nacidos. Esto coincide con los datos obtenidos por Contreras y Puentes (2016) para la figura 1.

Por otro lado en el caso del peso de recién nacidos tampoco existe una tendencia evidente. De todas maneras cabe destacar que a diferencia de los resultados expuestos en la investigación, para el caso del 2010, existen diferencias significativas de cero para el tercer quintil. Las tablas referidas son incluidas en el Anexo 5.2.

2. Para este apartado, se replica el análisis realizado en la tabla 3 para los años 2010 y 2012. La figura presenta los resultados promedios por quintil de ingresos en el Test de Vocabulario en Imágenes Peabody (TVIP) realizado a los niños encuestados.

Es preciso identificar que los resultados no son idénticos a los obtenidos por Contreras y Puentes (2016), con la especial particularidad de que los individuos del primer quintil presentan un puntaje promedio mucho mayor en la evaluación TVIP. Más allá de esto, lo cierto es que desde el segundo quintil en adelante, las diferencias son estadísticamente significativas, ofreciendo un constante crecimiento de los puntajes obtenidos a medida que aumenta el nivel de ingreso de los menores.

Para el caso de los datos del 2012 el problema reportado no es tan relevante y se mantiene la significancia de la diferencia entre quintiles y sus resultados en la evaluación. Ofreciendo un constante crecimiento en los resultados a medida que se sube de quintil.

Cabe mencionar que a diferencia de los resultados expuestos en las tablas 1 y 2. Para el caso de la figura 3 si es posible identificar una correlación positiva entre nivel de ingreso y resultados, destacándose el caso del año 2012. Las tablas comentadas son incluidas en el anexo 5.2.

3.2. Desigualdad en Ingresos

1. Las tablas de estadística descriptiva solicitada se encuentran en los cuadros 3 y 4 del anexo 5.2.

2. Los resultados solicitados se encuentran en el cuadro 5 del anexo 5.2. De ellos se desprende que al agrupar los ingresos por hogar, el gini disminuye en más de un 10 %.

3. Los resultados solicitados se encuentran en los cuadros 6 y 7 del anexo 5.2. Para el índice de gini reportado por región, son destacables los casos de la región de Antofagasta como la menos desigual según el medidor, con un 0,48, mientras que la región de la Araucanía y Metropolitana lideran el indicador como las más desiguales con un 0,58 en ambos casos.

Además de la tabla 7, se desprende que el universo de mujeres es levemente más desigual que el de los hombres con un 0,58 sobre un 0,55.

4. El cálculo se incluye en el cuadro 8 del anexo 5.2.

5. El cálculo se incluye en el cuadro 9 del anexo 5.2. Ésto es fácil de explicar dados los bajos ingresos que presenta el percentil 10, menores a \$10.000 mensuales lo cual eleva los resultados de los ratios considerando que los percentiles 50 y 90 presentan \$240.000 y \$710.417.

6. La relevancia que toma el uso de distintos medidores de desigualdad es que puede ayudar a desagregar la información como permite la inclusión del índice de Theil utilizado en el apartado 4.

4. Movilidad Intergeneracional

Para esta sección del Problem Set, se ha decidido trabajar exclusivamente con la población que no asiste a un establecimiento educacional. Esto, pues quienes asisten reportan una escolaridad promedio mayor dado posiblemente el aumento sostenido de la matrícula en la Educación Superior técnico y profesional. Adicionalmente, en el extremo inferior de la distribución, se encuentran menores que cursan cursos de básica, que llevarían el promedio a la baja. Al dejarlos de lado, se espera llegar a una estimación más limpia de la escolaridad promedio y del efecto de la educación de los padres. Todas las estimaciones se realizaron con factor de expansión regional.

1. Estadística descriptiva: Se ve que la escolaridad promedio es de 10,68 años, pero por quintiles la diferencia es de 5 años, en promedio, entre el primer y último quintil. Las personas de sectores rurales presentan la misma escolaridad promedio que el primer quintil, mientras que para habitantes de zonas urbanas se alcanzan 11 años de escolaridad promedio.

La distribución regional es bastante homogénea teniendo un mínimo de 9,34 años en la VII Región y un máximo de 11,43 en la I Región. La tabla con la estadística descriptiva se encuentra en el Anexo 5.3.

2. Se analizarán los efectos del nivel educacional de la madre y el padre, separando si el individuo es hombre o mujer. Una vez más, se recuerda que el análisis se realiza sólo para quienes no asisten a establecimientos educacionales. Los outputs de regresión se encuentran en el Anexo 5.3, Figura 1.

De la regresión, bastante simple e incompleta al no controlar por ninguna otra variable, podemos desprender que tanto para hombres como mujeres, es más relevante la educación de la madre en la educación propia.

Acá se está midiendo la educación de padre y madre por tramos, es decir: Nunca Asistió, Preescolar/Primaria/Básica, Media o Superior. Esto representa una evaluación de efectos discretos, en una variable continua como lo son años de escolaridad de los individuos. En términos cuantitativos, para los hombres el hecho de que su madre pase de un tramo a otro le repercute en casi 3 años más de escolaridad. En el caso de la educación del padre, es de 2,85 años. Para las mujeres, la educación de la madre representa 2,8 años extra de escolaridad, mientras que cuando el padre pasa de un tramo a otro, repercute en 2,62 años más, en promedio.

3. En el Anexo 5.3, las Figuras 2 y 3 presentan las estimaciones diferenciadas por quintiles y por género del efecto de la escolaridad de padre y madre e sus hijos e hijas.

Es particularmente interesante que el efecto de padre y madre en la educación de sus hijos es más importante en el primer quintil y luego decrece a medida que avanzamos en la distribución. Para el 20 % de menores ingresos, el que un padre avance en el tramo educacional, agrega en promedio 2,56 años de escolaridad a su hijo, mientras que a su hija le añade 2,35 años. El efecto de la educación de la madre es similar a la anteriormente reportada para el hijo, pero aumenta a 2,56 años para el caso de las niñas.

Para el 20 % de mayores ingresos, el efecto de la educación del padre es de 2 a 2,1 años extra, cuando el padre pasa de un tramo a otro (a uno superior, obviamente). El efecto de la educación de la madre en este quintil, es de 2,2 años en promedio.

4. Al controlar por otras variables como estado civil y edad, comenzamos a obtener efectos más "limpios" del efecto de que el padre o madre haya completado un tramo más de educación en la escolaridad del hijo o hija. Las Figuras 4 a la 7 del Anexo 5.3 indican de forma completa los resultados.

A modo de comprender los outputs, vemos que al controlar por las variables mencionadas, el efecto de la educación de la madre en la del hijo es de 2,58 años, mientras que para las hijas es de 2,36 años extra en promedio.

Luego, controlamos por región añadiendo dummies para cada una de ellas y estimando sin constante. La conclusión directa es que ambas estimaciones se reducen en 0,1 años de escolaridad en promedio, pues en esta estimación se realiza condicional a las regiones.

Finalmente, al agregar dummies por ocupación laboral del individuo para el que estimamos el efecto de la educación de su madre, obtenemos que para los hombres el efecto es de 1,6 años extra de educación, mientras que para las mujeres es de 1,69 años.

En síntesis, y desde ramos de econometría y microeconomía, sabemos que al agregar controles a la estimación los efectos van a ser más limpios, pues consideramos una serie de observables a las cuales condicionar el análisis. En un comienzo daban efectos cercanos a los 3 años, llegando a casi un 50 % de la estimación inicial al añadir una serie de controles.

5. Los datos obtenidos de la ELPI, nos indican que los bebés son similares al nacer en términos de altura y peso. Biológicamente y en perspectiva histórica, los recién nacidos han mejorado sus características dada la preocupación por la salud pública impulsada en Chile desde la década del 40.

Como vimos de los datos de la Casen, los niveles en educación avanzan según quintil de ingreso, a diferencia de los indicadores mencionados anteriormente (peso y altura al nacer).

Estas relaciones muestran que la desigualdad se va creando al avanzar la edad, o se genera por otras razones ajenas a lo biológico.

Referencias

Alvaredo, F., Atria, J., Flores, I., Mayer, R., and Sanhueza, C. (2016). Top incomes in Chile: A Historic Perspective.

Bertrand, M. and Mullainathan, S. (2004). Are emily and brendan more employable than latoya and tyrone? evidence on racial discrimination in the labor market from a large randomized experiment. *American Economic Review*, 94(4):991-1013.

Contreras, D. and Puentes, E. (2016). Inequality of opportunities at early ages: Evidence from chile. *The Journal of Development Studies*, pages 1-17.

Feenberg, D. R. and Poterba, J. M. (1993). Income inequality and the incomes of very high-income taxpayers: evidence from tax returns. In *Tax Policy and the Economy*, Volume 7, pages 145-177. MIT Press.

López, R., Figueroa, E., Gutiérrez, P., et al. (2013). La parte del león: Nuevas estimaciones de la participación de los súper ricos en el ingreso de Chile. *Serie de documentos de trabajo*, 379:1-31.

5. Anexos

5.1. Discriminación

	% devolución llamados para Blancos	% devolución llamados para Negros	Ratio	Diferencia Porcentual
Para todos los currículums	9,65092 (2435)	6,44764 (2435)	1,496814338	3,20329 (0.0000)
Chicago	8,06213 (1352)	5,39941 (1352)	1,493150178	2,66272 (0.0057)
Boston	11,63435 (1083)	7,75623 (1083)	1,500000645	3,87812 (0.0023)
Mujeres	9,89247 (1860)	6,62778 (1886)	1,4925767	3,26469 (0.0003)
Mujeres en Trabajos Administrativos	7,94603 (667)	6,55738 (671)	1,21176903	1,38865 (0.3277)
Mujeres en Trabajos de Ventas	11,13861 (404)	6,82927 (410)	1,631010342	4,30935 (0.0315)
Hombres	8,86957 (575)	5,82878 (549)	1,521685499	3,04079 (0.0514)

Cuadro 1: Media de Devolución de Llamados por Sonoridad Racial de Nombres

Muestra:	Todos	Blancos	Afroamericanos
Años de Experiencia	.056 (.019)	.091 (.026)	.018 (.026)
Años de Experiencia ²	-.002 (.001)	-.003 (.001)	-.001 (.001)
Voluntariado	-.061 (.082)	-.138 (.097)	.048 (.117)
Experiencia Militar	.027 (.101)	.169 (.172)	-.134 (.163)
E-mail	.097 (.077)	.164 (.09)	-.001 (.11)
Lagunas Laborales	.151 (.071)	.18 (.102)	.119 (.111)
Trabajo en el Colegio	.084 (.075)	.141 (.082)	.003 (.112)
Graduado con Honores	.28 (.107)	.289 (.139)	.244 (.163)
Habilidades Computacionales	-.158 (.087)	-.263 (.115)	-.033 (.129)
Habilidades Especiales	.371 (.065)	.413 (.073)	.322 (.115)
Hipótesis Nula: Todos los efectos iguales a cero	100.80	101.76	44.55
Desviación estándar de los llamados predichos	.048	.064	.036
Tamaño de la Muestra	4870	2435	2435

Cuadro 2: Efecto de las características del currículum en las probabilidades de devolución de llamados.

5.2. Desigualdad

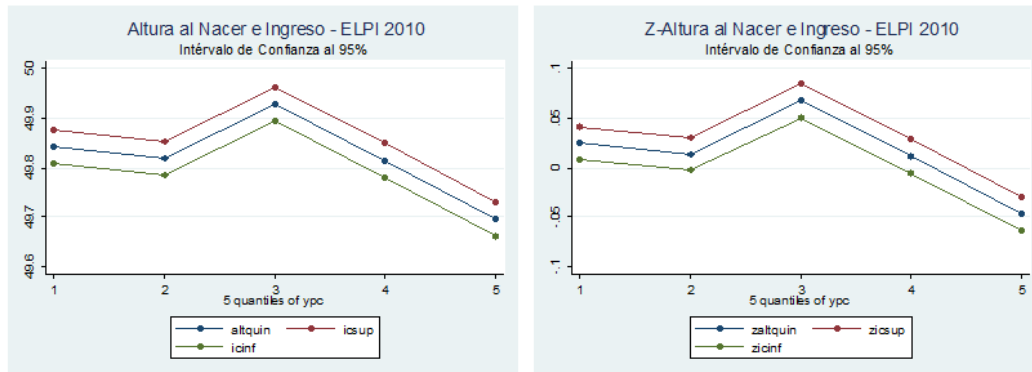


Figura 1. 2010.

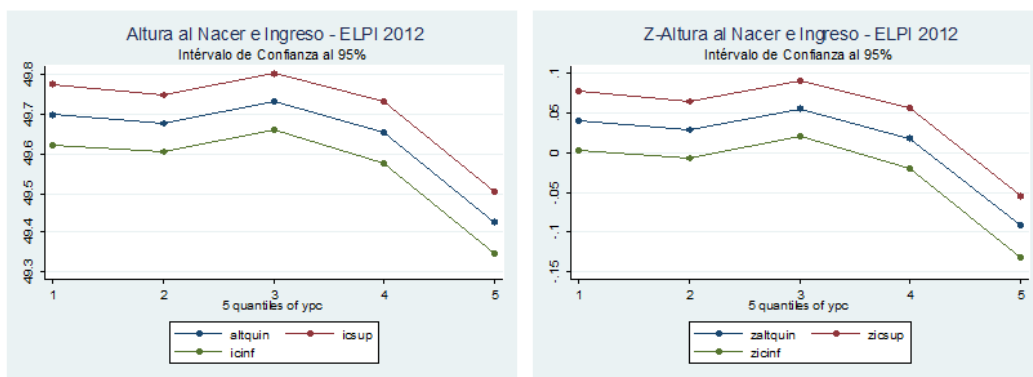


Figura 1. 2012.

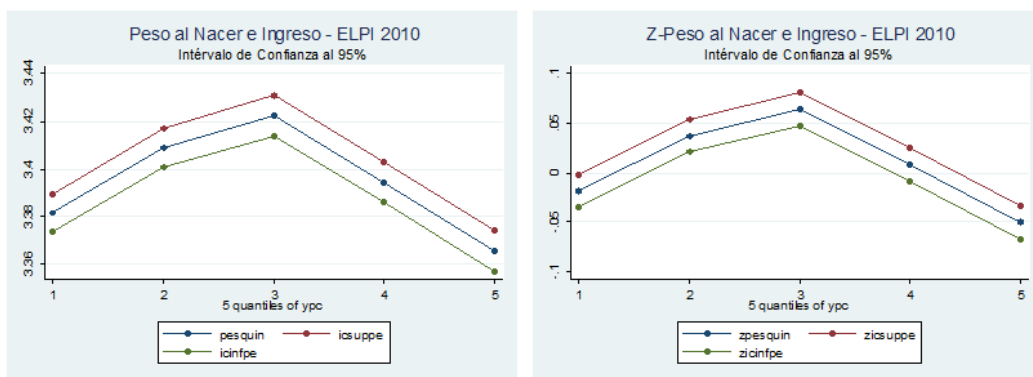


Figura 2. 2010.

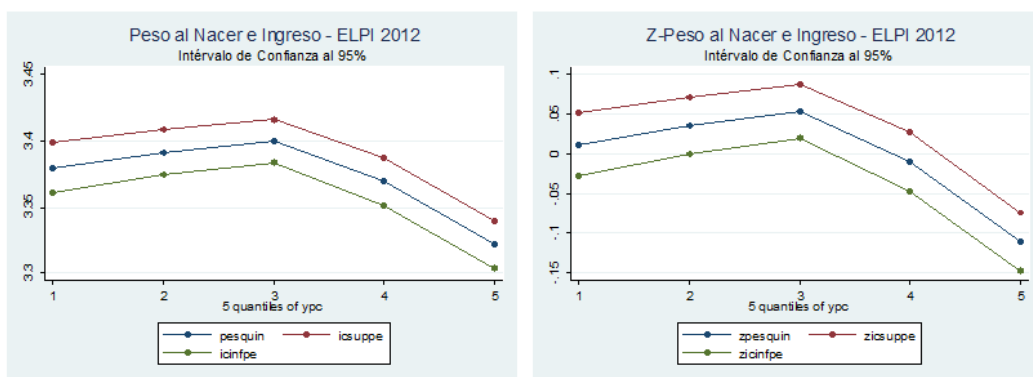


Figura 2. 2012.

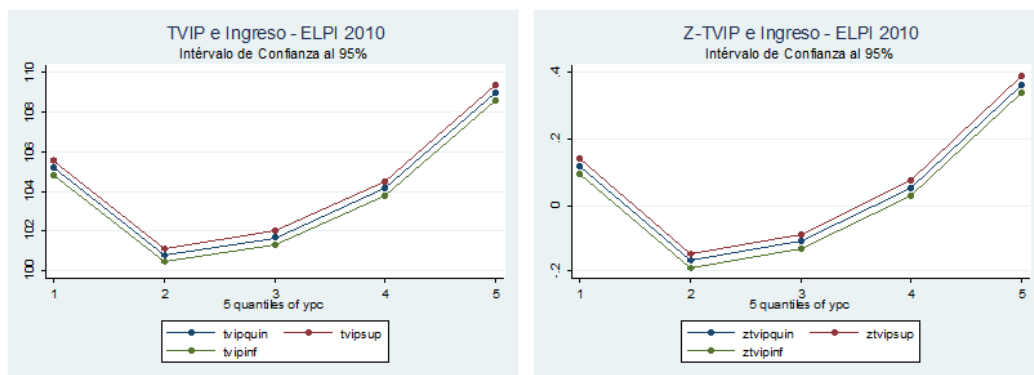


Figura 3. 2010.

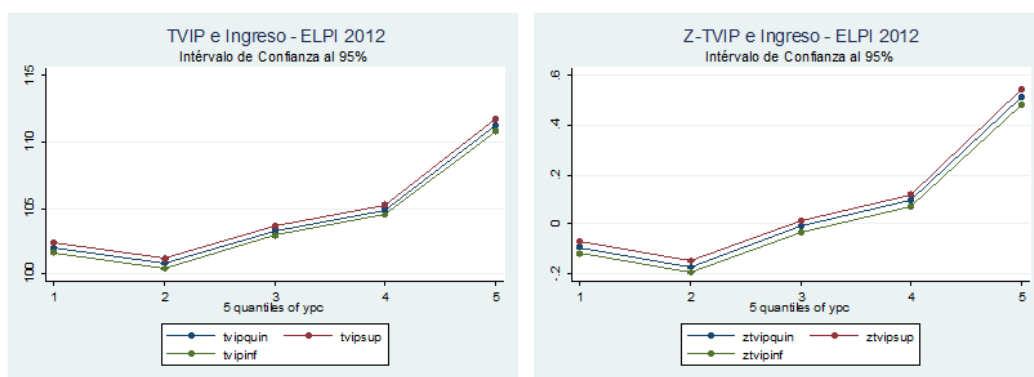


Figura 3. 2012.

Decil de Ingresos Totales	Ingreso Medio	Escolaridad Media	Número de Personas en el Hogar
1	8,455.41	10.15653	4.721484
2	5,2907.25	8.884363	4.047154
3	102,806.8	7.608341	3.39349
4	158,138.8	8.269056	3.324666
5	228,140.9	10.1103	3.826955
6	280,167.1	10.66134	3.827324
7	341,193.4	10.99837	3.818256
8	441,769.7	11.88625	3.762716
9	629,639.8	13.05356	3.599235
10	1,683,399	15.40006	3.401046
Total	387,864.4	10.79889	3.795339

Cuadro 3: Estadística descriptiva según decil de ingresos totales.

Decil de Ingresos Totales del Hogar	Ingreso Medio	Escolaridad Media	Número de Personas en el Hogar
1	216,146.8	9.011434	3.05164
2	366,367.7	9.23149	3.367795
3	470,610.9	9.66035	3.631475
4	572,007.8	10.08929	3.896739
5	680,770.6	10.49642	4.083641
6	808,620.8	10.89544	4.157121
7	971,534	11.24711	4.445765
8	1,207,329	11.9493	4.530237
9	1,630,218	12.71076	4.640857
10	3,720,897	14.43559	4.499098
Total	1,064,388	10.98928	4.030403

Cuadro 4: Estadística descriptiva según decil de ingresos totales del hogar.

Variable de Ingreso	Gini	Observaciones
Ingreso Total	.57316	(177660)
Ingreso Total del Hogar	.4469164	(83887)

Cuadro 5: Índice de Gini según variable de ingreso.

Región	Gini	Observaciones
Tarapacá	.5141369	(4979)
Antofagasta	.4786469	(3672)
Atacama	.5309815	(8645)
Coquimbo	.5343031	(7991)
Valparaíso	.5275866	(18017)
O'higgins	.5177513	(14905)
Maule	.547576	(12555)
Biobío	.5542244	(24469)
Araucanía	.5848424	(16046)
Los Ríos	.5598965	(13819)
Aysen	.5546116	(2356)
Magallanes	.5171258	(3404)
Metropolitana	.5832005	(37387)
Los Ríos	.562147	(7647)
Arica y Parinacota	.4972044	(1768)

Cuadro 6: Índice de Gini por Región.

Género	Gini	Observaciones
Hombre	.5500295	(88381)
Mujer	.5773925	(89279)

Cuadro 7: Índice de Gini por Género.

Theil	Observaciones
.6692458	177660

Cuadro 8: índice de Theil.

P90/10	P90/50	P50/10
71,7665420749571	2,96007083333333	24,24487322

Cuadro 9: Ratios entre percentiles.

5.3. Movilidad Intergeneracional

Grupo	N	Esc. promedio	Grupo	N	Esc. promedio
Población	11.820.643	10,68	I Región	213.099	11,43
Hombres	5.419.177	10,84	II Región	371.131	11,33
Mujeres	6.401.466	10,55	III Región	182.552	10,6
Q1	2.380.692	8,35	IV Región	510.947	10,45
Q2	2.315.312	9,56	V Región	1.244.784	11
Q3	2.359.413	10,38	VI Región	627.379	9,84
Q4	2.405.137	11,49	VII Región	710.305	9,34
Q5	2.360.089	13,63	VIII Región	1.401.332	10,19
Urbano	10.240.783	11,05	IX Región	662.947	9,53
Rural	1.579.860	8,34	X Región	587.212	9,4
			XI Región	66.619	10,29
			XII Región	106.403	10,99
			RM	4.772.966	11,36
			XIV Región	251.251	9,77
			XV Región	111.716	11,1

Cuadro 10: Escolaridad promedio. Fuente: Casen 2015

Tablas de regresión

b)


```
. reg esc edup if sexo==0 [fw=expr], r
```

Linear regression

Number of obs = 2641846
F(1,2641844) =
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.3156
Root MSE = 3.6097

esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
edup	2.853245	.0025989	1097.89	0.000	2.848151	2.858339
_cons	4.598761	.0068217	674.14	0.000	4.585391	4.612132

```
. reg esc edup if sexo==1 [fw=expr], r
```

Linear regression

Number of obs = 3799708
F(1,3799706) =
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.2713
Root MSE = 3.5904

esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
edup	2.615509	.0021958	1191.12	0.000	2.611206	2.619813
_cons	4.802275	.0057703	832.24	0.000	4.790965	4.813585

```
. reg esc edum if sexo==0 [fw=expr], r
```

Linear regression

Number of obs = 2993200
F(1,2993198) =
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.3049
Root MSE = 3.6056

esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
edum	2.932992	.0025363	1156.39	0.000	2.928021	2.937963
_cons	4.617941	.0064312	718.06	0.000	4.605336	4.630546

```
. reg esc edum if sexo==1 [fw=expr], r
```

Linear regression

Number of obs = 4396967
F(1,4396965) =
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.2844
Root MSE = 3.5232

esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
edum	2.803348	.0021012	1334.14	0.000	2.799229	2.807466
_cons	4.559203	.0053252	856.15	0.000	4.548766	4.569641

Figura 1: Escolaridad contra escolaridad de padre y madre. Por sexo del individuo

c)

. reg esc edup if sexo==0 & quintil==1 [fw=expr], r						
Linear regression			Number of obs = 467145			
			F(1,467143) = .			
			Prob > F = 0.0000			
			R-squared = 0.2313			
			Root MSE = 3.5115			
esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
edup	2.559191	.0068501	373.60	0.000	2.545765	2.572617
_cons	3.216643	.0146055	220.23	0.000	3.188016	3.245269
. reg esc edup if sexo==0 & quintil==5 [fw=expr], r						
Linear regression			Number of obs = 644796			
			F(1,644794) = .			
			Prob > F = 0.0000			
			R-squared = 0.2598			
			Root MSE = 3.0776			
esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
edup	2.141341	.0048937	437.57	0.000	2.13175	2.150933
_cons	8.546713	.0155738	548.79	0.000	8.516189	8.577237
. reg esc edup if sexo==1 & quintil==1 [fw=expr], r						
Linear regression			Number of obs = 845456			
			F(1,845454) = .			
			Prob > F = 0.0000			
			R-squared = 0.1895			
			Root MSE = 3.6226			
esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
edup	2.349208	.0052326	448.95	0.000	2.338952	2.359464
_cons	3.851765	.0117679	327.31	0.000	3.828701	3.87483
. reg esc edup if sexo==1 & quintil==5 [fw=expr], r						
Linear regression			Number of obs = 767186			
			F(1,767184) = .			
			Prob > F = 0.0000			
			R-squared = 0.2390			
			Root MSE = 3.1451			
esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
edup	2.050596	.0044418	461.66	0.000	2.04189	2.059301
_cons	8.15135	.0141066	577.84	0.000	8.123701	8.178998

Figura 2: Escolaridad contra escolaridad de padre y madre. Por sexo del individuo y quintiles de ingreso. Parte A.

```
. reg esc edum if sexo==0 & quintil==1 [fw=expr], r
```

Linear regression

Number of obs = 532763
F(1,532761) = .
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.2016
Root MSE = 3.5638

esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
edum	2.522688	.0068295	369.38	0.000	2.509302	2.536074
_cons	3.499345	.0141285	247.68	0.000	3.471654	3.527037

```
. reg esc edum if sexo==0 & quintil==5 [fw=expr], r
```

Linear regression

Number of obs = 700367
F(1,700365) = .
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.2428
Root MSE = 3.1323

esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
edum	2.181919	.0049277	442.79	0.000	2.172261	2.191577
_cons	8.658625	.0150887	573.85	0.000	8.629052	8.688199

```
. reg esc edum if sexo==1 & quintil==1 [fw=expr], r
```

Linear regression

Number of obs = 995455
F(1,995453) = .
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.2071
Root MSE = 3.5388

esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
edum	2.555902	.0049197	519.53	0.000	2.546259	2.565544
_cons	3.616622	.0107806	335.48	0.000	3.595492	3.637751

```
. reg esc edum if sexo==1 & quintil==5 [fw=expr], r
```

Linear regression

Number of obs = 836464
F(1,836462) = .
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.2598
Root MSE = 3.134

esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
edum	2.283427	.0044668	511.20	0.000	2.274672	2.292182
_cons	7.717806	.0136185	566.71	0.000	7.691115	7.744498

Figura 3: Escolaridad contra escolaridad de padre y madre. Por sexo del individuo y quintiles de ingreso. Parte B.

c)

. reg esc edum edad ecivil if sexo==0 [fw=expr], r						
Linear regression			Number of obs = 2993200			
			F(3,2993196) =			
			Prob > F = 0.0000			
			R-squared = 0.3425			
			Root MSE = 3.5065			
esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
edum	2.58459	.0026358	980.57	0.000	2.579424	2.589756
edad	-.0554403	.0001489	-372.35	0.000	-.0557321	-.0551484
ecivil	-.0945771	.0008932	-105.89	0.000	-.0963277	-.0928265
_cons	8.392477	.0111466	752.92	0.000	8.37063	8.414324
. reg esc edum edad ecivil if sexo==1 [fw=expr], r						
Linear regression			Number of obs = 4396967			
			F(3,4396963) =			
			Prob > F = 0.0000			
			R-squared = 0.3442			
			Root MSE = 3.3727			
esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
edum	2.359112	.0021342	1105.39	0.000	2.354929	2.363295
edad	-.0662187	.0001119	-591.52	0.000	-.0664381	-.0659993
ecivil	-.0358083	.0005595	-64.00	0.000	-.0369049	-.0347117
_cons	8.882459	.0085109	1043.66	0.000	8.865778	8.89914

Figura 4: Escolaridad contra escolaridad de la madre. Controlando por edad y estado civil. Por sexo del individuo.

```
. reg esc edum edad ecivil re1 re2 re3 re4 re5 re6 re7 re8 re9 re10 re11 re12 re13 re14 re15 if sexo==0 [fw=expr], r noconstant
```

Linear regression

Number of obs = 2993200
F(18,2993182) =
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.9171
Root MSE = 3.4595

esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
edum	2.428924	.0026759	907.70	0.000	2.42368 2.434169
edad	-.0556748	.0001472	-378.25	0.000	-.0559633 -.0553863
ecivil	-.0977403	.0008788	-111.23	0.000	-.0994626 -.096018
re1	8.954268	.0168723	530.71	0.000	8.921199 8.987337
re2	8.912274	.0166586	569.16	0.000	8.881584 8.942965
re3	8.600114	.0175149	491.02	0.000	8.565786 8.634443
re4	8.571368	.0141952	603.82	0.000	8.543546 8.59919
re5	9.107779	.0130606	697.35	0.000	9.082181 9.133378
re6	8.020492	.013669	586.76	0.000	7.993701 8.047282
re7	7.695948	.0134051	574.10	0.000	7.669674 7.722221
re8	8.433236	.0123458	683.08	0.000	8.409039 8.457434
re9	7.971256	.0133869	595.45	0.000	7.945018 7.997494
re10	7.772557	.0135102	575.31	0.000	7.746078 7.799036
re11	8.778207	.0272818	322.11	0.000	8.724795 8.83162
re12	8.823537	.0238069	370.63	0.000	8.776876 8.870197
re13	9.302484	.0116189	800.63	0.000	9.279711 9.325256
re14	8.262242	.0175169	471.67	0.000	8.22791 8.296575
re15	9.376885	.0219514	427.17	0.000	9.333861 9.419909

```
. reg esc edum edad ecivil re1 re2 re3 re4 re5 re6 re7 re8 re9 re10 re11 re12 re13 re14 re15 if sexo==1 [fw=expr], r noconstant
```

Linear regression

Number of obs = 4396967
F(18,4396949) =
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.9173
Root MSE = 3.3456

esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
edum	2.258449	.0021532	1048.87	0.000	2.254229 2.26267
edad	-.0671885	.0001114	-603.23	0.000	-.0674068 -.0669702
ecivil	-.0403869	.000556	-72.63	0.000	-.0414767 -.0392971
re1	9.280932	.0138972	667.83	0.000	9.253695 9.30817
re2	9.089897	.0119357	761.57	0.000	9.066503 9.11329
re3	8.945604	.0145257	615.85	0.000	8.917134 8.974074
re4	9.149527	.0109306	837.05	0.000	9.128104 9.170951
re5	9.423531	.0099238	949.59	0.000	9.404081 9.442981
re6	8.693012	.0105985	820.21	0.000	8.672239 8.713785
re7	8.538845	.0103596	824.24	0.000	8.518541 8.55915
re8	9.019388	.009541	945.33	0.000	9.000688 9.038088
re9	8.491769	.0106843	794.79	0.000	8.470828 8.51271
re10	8.221236	.0108828	755.43	0.000	8.199906 8.242566
re11	8.928768	.0225008	396.82	0.000	8.884667 8.972868
re12	9.412437	.0191189	492.31	0.000	9.374965 9.44991
re13	9.562494	.0089306	1070.76	0.000	9.54499 9.579998
re14	8.593814	.0139196	617.39	0.000	8.566532 8.621096
re15	9.348217	.0186805	500.43	0.000	9.311604 9.38483

Figura 5: Escolaridad contra escolaridad de la madre. Controlando por edad, estado civil y región. Por sexo del individuo.

Linear regression

Number of obs = 2993200
 F(28,2993172) = .
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.9365
 Root MSE = 3.0294

esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
edum	1.601768	.0026312	608.76	0.000	1.596611	1.606925
edad	-.0471667	.000142	-332.07	0.000	-.047445	-.0468883
ecivil	-.0854855	.0007769	-110.04	0.000	-.0870081	-.0839629
re1	9.085922	.0167126	543.66	0.000	9.053165	9.118678
re2	9.367732	.0158618	590.59	0.000	9.336644	9.39882
re3	9.152503	.0174197	525.41	0.000	9.118361	9.186645
re4	9.111154	.0147397	618.14	0.000	9.082265	9.140044
re5	9.466012	.0139024	680.89	0.000	9.438764	9.493261
re6	8.665185	.014568	594.81	0.000	8.636633	8.693738
re7	8.35873	.0143304	583.29	0.000	8.330643	8.386817
re8	8.910424	.0132802	670.96	0.000	8.884395	8.936452
re9	8.560901	.0142678	600.02	0.000	8.532937	8.588866
re10	8.386911	.014292	586.82	0.000	8.358899	8.414922
re11	8.999178	.0243251	369.95	0.000	8.951502	9.046855
re12	9.197644	.022552	407.84	0.000	9.153443	9.241845
re13	9.456755	.0128936	733.45	0.000	9.431484	9.482026
re14	8.818392	.0172316	511.76	0.000	8.784619	8.852166
re15	9.813811	.0210716	465.74	0.000	9.772511	9.85511
ocup1	3.014439	.0220776	136.54	0.000	2.971168	3.05771
ocup2	2.912865	.0105737	275.48	0.000	2.892141	2.933589
ocup3	5.542215	.0068886	804.55	0.000	5.528713	5.555716
ocup4	3.226894	.0075342	428.30	0.000	3.212127	3.24166
ocup5	1.884272	.008835	213.27	0.000	1.866956	1.901589
ocup6	1.066982	.0082016	130.10	0.000	1.050907	1.083056
ocup7	-1.120597	.0099246	-112.91	0.000	-1.140049	-1.101145
ocup8	.1695135	.0069691	24.32	0.000	.1558543	.1831728
ocup9	.5958138	.0069619	85.58	0.000	.5821686	.6094589
ocup10	-.5877746	.0074451	-78.95	0.000	-.6023669	-.5731824

Figura 6: Escolaridad contra escolaridad de la madre. Controlando por edad, estado civil, región y ocupación. Por sexo del individuo. Hombres.

Linear regression

Number of obs = 4396967
F(28,4396939) = .
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.9327
Root MSE = 3.0173

esc	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
edum	1.686639	.00213	791.84	0.000	1.682464	1.690814
edad	-.0544477	.0001061	-513.25	0.000	-.0546557	-.0542398
ecivil	-.0554275	.0005069	-109.35	0.000	-.056421	-.054434
re1	9.280398	.0129508	716.59	0.000	9.255015	9.305781
re2	9.16707	.0112176	817.20	0.000	9.145084	9.189057
re3	8.967812	.0133664	670.92	0.000	8.941615	8.99401
re4	9.154115	.0102801	890.47	0.000	9.133967	9.174264
re5	9.3915	.0094337	995.53	0.000	9.37301	9.40999
re6	8.66994	.0100073	866.37	0.000	8.650326	8.689554
re7	8.547206	.009822	870.21	0.000	8.527955	8.566456
re8	8.919022	.009078	982.49	0.000	8.90123	8.936815
re9	8.402511	.010101	831.85	0.000	8.382713	8.422308
re10	8.17689	.0102845	795.07	0.000	8.156733	8.197047
re11	8.554552	.0199612	428.56	0.000	8.515429	8.593675
re12	9.316564	.0177064	526.17	0.000	9.28186	9.351268
re13	9.360364	.0085902	1089.66	0.000	9.343528	9.377201
re14	8.359202	.0129663	644.69	0.000	8.333789	8.384616
re15	9.318142	.0174474	534.07	0.000	9.283946	9.352338
ocup1	2.459687	.0617481	39.83	0.000	2.338663	2.580711
ocup2	1.630141	.0093589	174.18	0.000	1.611798	1.648484
ocup3	5.332939	.0043323	1230.97	0.000	5.324448	5.34143
ocup4	3.379452	.0049314	685.29	0.000	3.369786	3.389117
ocup5	2.00756	.0046832	428.67	0.000	1.998381	2.016739
ocup6	.8583005	.0043751	196.18	0.000	.8497255	.8668756
ocup7	-.5519308	.0135816	-40.64	0.000	-.5785502	-.5253114
ocup8	.7177821	.0094765	75.74	0.000	.6992085	.7363557
ocup9	.558031	.0128474	43.44	0.000	.5328505	.5832116
ocup10	-.2322346	.0046473	-49.97	0.000	-.2413432	-.223126

Figura 7: Escolaridad contra escolaridad de la madre. Controlando por edad, estado civil, región y ocupación. Por sexo del individuo. Mujeres.