

# LA EVOLUCIÓN DEL ROL DEL CAPITAL HUMANO EN LA DETERMINACIÓN DE LOS INGRESOS EN BOLIVIA EN EL PERÍODO 2004-2015. UNA APLICACIÓN DEL MODELO DE MINCER Y REGRESIÓN POR CUANTILES

## THE EVOLUTION OF THE HUMAN CAPITAL ROLE ABOUT THE INCOME DETERMINATION IN BOLIVIA IN THE PERIOD 2004-2015. AN APPLICATION OF THE MINCER MODEL AND QUANTILE REGRESSION

Oxa Gerónimo Alcides Valentín<sup>δ</sup>

Loayza Lara Daniela<sup>γ</sup>

**RESUMEN:** En éste trabajo se estiman modelos de Mincer para Bolivia en el período del 2004 al 2015 utilizando datos de las encuestas anuales de hogares. Se considera la distribución de los ingresos laborales reales condicionales a los valores que toman las variables explicativas del modelo minceriano como son los años de escolaridad, los de experiencia laboral y otras variables de control. Por ello, además del modelo clásico de regresión lineal, se aplica la regresión por cuantiles. Los resultados muestran una tendencia a la caída de la tasa de rendimiento a la escolaridad para los niveles de ingresos considerados, una mayor depreciación de la experiencia laboral y un incremento del ingreso real no explicado por los determinantes clásicos mincerianos, ni por las variables de control. Asimismo se reporta una igualación de las tasas de retorno a la escolaridad para los diferentes cuantiles de ingreso en los últimos años.

- **PALABRAS CLAVE:** Modelo de Mincer, Capital humano, Distribución de los ingresos, Regresión por cuantiles.

---

<sup>δ</sup> Investigador Centro de Estudios de Población – Universidad Mayor de San Simón, correo: [alcivale@gmail.com](mailto:alcivale@gmail.com)

<sup>γ</sup> Investigadora Centro de Estudios de la Realidad Económica y Social, correo: [dannielle.loayza@gmail.com](mailto:dannielle.loayza@gmail.com)

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

- **ABSTRACT:** In this paper, Mincer models are estimated for Bolivia in the period from 2004 to 2015 using data from the annual household surveys. The distribution of real labor income conditional on the values taken by the explanatory variables of the Mincerian model, such as years of schooling, work experience and other control variables, is considered. Therefore, quantiles regression is applied in addition to the classical linear regression model. Results show a downward trend in the rate of return to schooling for the considered levels of income, a greater depreciation of work experience and an increase in real income not explained by classical mincerian determinants, nor by control variables. It also reports an equalization of the rates of return to schooling for different income quantiles in recent years.
- **KEYWORDS:** Mincer Model, Human capital, Income distribution, Quantile regression.
- **CLASIFICACION JEL:** J01, J24, J30.
- Recepción: 12/10/2017                      Aceptación: 15/11/2017

### 1. **Introducción**

El capital humano es una variable importante para explicar no sólo la generación sino además la distribución de los ingresos monetarios laborales de los trabajadores. Por ello es de interés general contar con elementos indicativos sobre la manera en que el capital humano influye en la distribución de los ingresos laborales y cómo esta influencia cambia en el tiempo, es decir, se parte de la premisa de que el capital humano si bien interviene en la distribución del ingreso laboral, no lo hace de la misma forma a lo largo del tiempo, siendo que la manera de influir puede cambiar y seguir un patrón identificable, tal estudio se realiza en éste trabajo para Bolivia en el período del 2004 al 2015.

La teoría del capital humano desarrollada tanto por Gary Becker (1962), Jacob Mincer (1974) y otros autores, es una propuesta explicativa de las variaciones de los ingresos laborales, según las variaciones del capital humano.

En general se consideran como las variables más importantes para poder explicar los niveles de ingresos laborales al nivel de escolaridad y al nivel de experiencia laboral de los individuos. Se aplica el modelo propuesto por Mincer que es el más utilizado en la literatura correspondiente, el mismo comporta una ecuación lineal en los coeficientes en la que la variable dependiente o explicada es el logaritmo de los ingresos laborales por hora, y la variable explicativa principal es el capital humano, la misma que se compone del capital escolar y del capital por experiencia laboral, y la forma en que se componen es aditiva. Ambos capitales se incluyen en el modelo, y son así las variables explicativas de los ingresos laborales, el capital escolar se aproxima por los años de escolaridad, y el capital por experiencia se aproxima por la experiencia laboral potencial y su cuadrado, este último término permite capturar los efectos de la obsolescencia de la experiencia laboral. Empíricamente se ha constatado también un efecto de depreciación del capital escolar, por lo que Neuman y Weiss (1995) proponen añadir un término de interacción entre la experiencia laboral y la escolaridad en la ecuación de Mincer para capturar el efecto de la depreciación del capital escolar, Raymond y Roig (2003) proponen una justificación teórica para tal efecto.

La pregunta rectora de la investigación es: ¿Cuál es el rol que juega el capital humano en la distribución de los ingresos laborales en Bolivia en el período del 2004 al 2015?, para responder a tal pregunta se utiliza el modelo de Mincer adaptado al contexto boliviano. Se ha recurrido a éste modelo porque el mismo ha resultado ser exitoso en el cometido de explicar la generación de los ingresos laborales, entendiendo por éxito el hecho de que exista una gran cantidad de trabajos empíricos que se han realizado inspirados en o sobre la base del postulado de Mincer.

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

El documento presenta en la siguiente sección una breve revisión de la literatura correspondiente, luego se discute la estrategia metodológica, en la subsiguiente sección se presentan los resultados y finalmente se vierten algunas conclusiones.

### **2. Revisión de la literatura correspondiente**

En esta sección se revisa la bibliografía relacionada con la distribución de ingresos condicionada a los años de educación y a otras variables determinantes, analizadas con el modelo de Mincer y utilizando la regresión por cuantiles. En América Latina se realizaron diversos estudios que abarcan temas como la condición étnica - racial, la experiencia real construida, condición laboral, el sexo, etc. como variables explicativas.

Fonnegra, López y González (2010) analizan las brechas salariales en diferentes puntos de la distribución del ingreso considerando la condición étnica- racial (afrocolombianos y no afrocolombianos), también indaga si estas brechas salariales son producto de las diferencias en capital humano y a nivel metodológico examina las variaciones en los retornos de capital humano utilizando los años de educación de los padres como variable instrumental para corregir la endogeneidad. Para esto, emplean datos de la Encuesta Nacional de Hogares de Diciembre de 2000 realizando regresiones mincerianas por cuantiles.

Los resultados indican que los no afrocolombianos poseen ingresos más altos tanto en el promedio como en los diferentes percentiles 10, 25, 50,75 y 90 y que la mayor brecha se encuentra en el percentil más alto de la distribución. Así también que los retornos de un año adicional de escolaridad reportan un 11,5% en promedio, sin embargo viendo por estratos de ingreso la tasa de retorno es variable y se vuelve monótona. Por otra parte, cuando se

utiliza la variable instrumental se observa un efecto positivo en los retornos de la educación, esto da prueba de que la endogeneidad subestima los verdaderos retornos de la escolaridad esto también se refleja en la brecha entre afrocolombianos y no afrocolombianos, ya que esta se reduce.

Así también Machado y Humberto (2013) buscan examinar los retornos a la educación para estimar las variaciones de la distribución salarial en Colombia en el periodo 1996 a 2005 en vista del alto desempleo que se caracteriza. Emplea los datos de la Encuesta de Hogares del DANE de 1996, 2000 y 2005. Realizan dos regresiones, una por mínimos cuadrados ordinarios y una cuantílica. Las regresiones por cuantiles muestran un descenso en las tasas de retorno para casi todos los cuantiles, a excepción del cuantil inferior, hecho que se caracteriza por ser previsible dado la mayor cobertura y los avances en educación que han llevado a la saturación y sobreeducación, al igual que por el descenso de los salarios reales después del auge de los retornos a la escolaridad durante la década del noventa, debido al cambio técnico.

Alves, Brum y Yapor (2009) analizan la evolución y los determinantes de la desigualdad en los salarios en Uruguay entre los años 1986 y 2007. Para esto emplean un modelo de regresión cuantílica y realizan una caracterización de la estructura salarial en forma diferenciada de la distribución. Encuentran que las variables de educación, experiencia, sexo, región y sector público varían de forma significativa a lo largo del periodo. Esta metodología permitió observar cambios tanto en las formas de fuerza de trabajo como en el nivel de precios. Durante los primeros años (1986 – 1990) la disminución de los diferenciales salariales de rama de actividad, región y sector público motivó a la reducción de la desigualdad mientras que el aumento de los retornos a la educación, en el periodo 1990 a 1997, fue el impulso del mayor incremento de la desigualdad de todo el periodo. El análisis de los datos tuvo como fuente

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

la Encuesta Continua de Hogares (ECH) para el periodo 1986 a 2007. Se encontró tres diferenciales: entre zonas y niveles de ingreso, se observó que el diferencial salarial tendió a desaparecer en el periodo de estudio a diferencia de los años ochenta que se observó que el diferencial era especialmente fuerte entre los trabajadores de ingresos bajos. Otro diferencial claro, es que esta misma reducción se dio a nivel de los trabajadores y las trabajadoras de bajos ingresos, por último se observó un diferencial en cuanto al tipo de empresa donde se trabaja, el salario de los trabajadores públicos supera en promedio al de los privados.

Este diferencial parece estructural ya que se mantienen a lo largo del periodo y se hace más fuerte entre trabajadores de bajos ingresos. Considerando por sectores, encontraron que los trabajadores del sector primario tienen salarios menores que el resto, en casi todo el periodo

Torres Zavala (2016) propone una alternativa para reducir el sesgo generado por la experiencia utilizada. Utiliza datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) del año 2014. Construyen una variable denominada experiencia real construida empleando un modelo matricial semi-logarítmico que permite obtener una medida de experiencia laboral más robusta que la tradicionalmente utilizada. Para esto se seleccionaron variables como los años de escolaridad, el estado civil, si la persona tiene un contrato por escrito con la institución donde trabaja, si tiene algún seguro médico. Con dicha corrección, en la medida de experiencia, se obtienen estimaciones más robustas en el modelo, lo cual representa una alternativa importante para sustituir la experiencia potencial. Luego de haber realizado esto se emplea una regresión por cuantiles de ingreso. Los resultados muestran que la elección del tipo de medida de experiencia a utilizar en el modelo tiene implicaciones importantes en los resultados, ya que por ejemplo en la tasa de retorno de la

educación es sobrestimada cuando se emplea la experiencia potencial que cuando se utiliza la nueva variable construida. Así también el sesgo se reduce cuando se emplea la experiencia real construida y se observa una subestimación marcada para todos los cuantiles.

Morales y Henry (2016) aplican una regresión por cuantiles ya que la regresión por mínimos cuadrados ordinarios provee poca información acerca del comportamiento de los datos en los extremos de la distribución del ingreso total mensual y además proporciona estimaciones sesgadas. Los resultados reflejan una influencia positiva del nivel educativo y el sexo masculino en el ingreso total mensual de la población ocupada de Lima Metropolitana. Para realizar este estudio emplea los datos la Encuesta Permanente de Empleo en Lima Metropolitana 2016. Del modelo de regresión cuantílica se obtiene que la edad, el total de horas trabajadas a la semana y el nivel educativo influyen positivamente en el ingreso total mensual, no sucede así con la variable sexo femenino cuyo efecto resultó ser negativo, es decir el ingreso de las mujeres se reduce aproximadamente en un 13% respecto al ingreso total mensual de los hombres, esto sucede para todos los cuantiles. Un hallazgo interesante es que en el caso de la educación, en el cuartil 75 la población ocupada que tiene un nivel educativo superior universitaria llegan a aumentar su ingreso total mensual en 47% más que la población ocupada que tiene un nivel educativo primario. En resumen, la población económicamente activa ocupada de Lima Metropolitana y Callao, que tienen un nivel educativo superior en general perciben mejores ingresos; y las mujeres reciben en promedio ingresos totales mensuales inferiores a los varones. También se concluye que la población ocupada de Lima Metropolitana que perciben ingresos altos no necesariamente necesita tener muchas horas trabajadas a la semana para que sus ingresos sean mayores.

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

Arias, Yamada, & Tejerina (2004) analizan la importancia de la raza, los antecedentes familiares y la educación para explicar la desigualdad del ingreso laboral entre los blancos y la población de raza negra en Brasil. Emplean la regresión por cuantiles en la distribución de los ingresos laborales para ir más allá de la descomposición habitual de las brechas de salarios promedio según la raza. Los resultados muestran que las diferencias en capital humano incluyendo la educación de los padres y la calidad de la educación explican la mayor parte pero no la totalidad de la brecha de ingresos laborales entre la población de raza negra y los blancos.

Emplean datos de la encuesta nacional de hogares (PNAD) realizada en 1996 seleccionando una muestra de hombres trabajadores empleados de 15 a 65 años de edad residentes en zonas urbanas. Los resultados muestran que la mayor parte de las desigualdades salariales entre razas se debe a la ventaja de los blancos en la acumulación de capital humano y en los retornos de sus inversiones en educación. También, los mayores retornos a la educación para este grupo se deben parcialmente a sus antecedentes socioeconómicos más favorables y al hecho de que suelen asistir a la escuela en estados donde la calidad de la educación es relativamente mejor. Viendo los retornos de la educación sobre la distribución de ingresos, estos son mayores para los trabajadores en los cuantiles superiores de la distribución condicional de los salarios es decir existe mayores niveles de desigualdad del ingreso entre los trabajadores con mayores niveles de educación.

Alejo (2006) interpreta los cambios en la desigualdad salarial en el Gran Buenos Aires para el período 1995-2003. Aplica una regresión por cuantiles y el método Bootstrap para calcular los estimadores principales de la micro-descomposición de varias muestras. Los datos analizados provienen de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) que elabora el Instituto de



Estadísticas y Censos (INDEC) para el aglomerado del Gran Buenos Aires. En el análisis utilizaron cinco índices para medir la desigualdad del salario por hora: los tradicionales coeficientes de Gini y Theil y los coeficientes de los deciles 90-10, 90-50 y 50-10. Los resultados muestran que si bien los cambios distributivos a lo largo de todo el periodo fueron estadísticamente significativos, las variaciones en los índices en el periodo que va de 1998 a 2003 son no significativas. Además, mirando los ratios entre cuantiles de la distribución no condicional del salario puede apreciarse que si bien hay un aumento en la desigualdad total, el mismo se localiza principalmente en la parte superior de la distribución no condicional del salario por hora. También, al evaluar las diferencias de aplicar mínimos cuadrados ordinarios versus regresión por cuantiles, el autor encontró que para algunos indicadores el uso de uno u otro método es trivial, mientras que para los índices de Gini y Theil y el ratio 90-50, la utilización de QR implica una separación distinta de los efectos sobre el cambio en la desigualdad.

En Bolivia no se han encontrado trabajos que combinen el modelo de Mincer con la regresión por cuantiles, posiblemente nuestra búsqueda no haya sido exhaustiva. Pero algunos trabajos que han utilizado el modelo Mincer reportan diferentes tasas de retorno a la escolaridad. Por ejemplo Villegas & Núñez (2005) analizan la encuesta de Mejoramiento de las Condiciones de Vida (MECOVI) del año 2002, aplicando la ecuación de Mincer, encontraron que cada año adicional de educación después del colegio aumenta en 12% el ingreso de los trabajadores no profesionales. Otro estudio que también usa la MECOVI del 2002 aplica una ecuación de Mincer, y halla que los retornos educativos en el área urbana son muy bajos (Andersen & Wiebelt, 2003).

Así también, Guzmán (2012) empleó la MECOVI del 2007 y aplicando también un modelo de Mincer, halló que por cada año adicional de educación

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

el salario se incrementa en un 8,85%. En un enfoque diferente Molina (2013) utilizando una ecuación de Mincer encuentra que existe una tasa de retorno de la educación que es del 5%. Por último Gallardo (2014) realizó un estudio en el área urbana del departamento de Tarija y empleó la Encuesta de Hogares (2002-2012) realizadas por el Instituto Nacional de Estadística. En el caso de Tarija la tasa de retorno de la escolaridad resultó ser de 4%, al igual que la tasa de rendimiento de la experiencia. A nivel nacional la tasa de retorno de la educación resultó ser mayor (5,2%) sin embargo la tasa de retorno de la experiencia resultó ser casi la misma que la de Tarija.

### **3. Estrategia metodológica**

La estrategia metodológica empleada en éste trabajo consiste en la aplicación de dos modelos econométricos a datos de encuestas, uno es la regresión múltiple y el otro es la regresión por cuantiles. La unidad de análisis es el individuo de la población económicamente activa, el modelo económico-matemático es el de Mincer, y se emplea su versión econométrica para explicar a un nivel empírico las variaciones de los niveles de ingresos laborales de los individuos y la distribución de los mismos condicionando a la escolaridad y la experiencia laboral según la especificación de Mincer y de Neumann y Weiss.

Asimismo es práctica común modificar el modelo de Mincer para adecuarse mejor a las particularidades de la realidad bajo estudio. En éste caso para Bolivia se han incluido variables adicionales para capturar los efectos del sexo del encuestado, del área (urbana o rural) en el que vive, del departamento en el que reside, de la lengua materna y de la categoría ocupacional.

La expresión formal del modelo planteado es entonces:

$$\ln w_i = \alpha + \beta S_i + \gamma X_i + \delta X_i^2 + \lambda S_i X_i + \eta' Z_i + u_i$$

Donde  $w_i$  es el ingreso laboral por hora,  $S_i$  es la escolaridad en años,  $X_i$  es la experiencia laboral potencial en años, y  $Z_i$  es un vector de controles que incluye las variables dicotómicas de sexo, área, departamento, lengua materna, y categoría ocupacional. Sobre los coeficientes se tiene a  $\alpha$  el término constante que es el logaritmo de la media geométrica de los ingresos sin el efecto de las variables explicativas del modelo,  $\beta$  es la tasa de retorno de la escolaridad,  $\gamma$  es la tasa de retorno de la experiencia laboral, los coeficientes del término cuadrado y de la interacción son tal que  $-\frac{2\delta}{\gamma+\delta}$  es la tasa de obsolescencia de la experiencia laboral y  $-\lambda/\beta$  es la tasa de obsolescencia de la escolaridad (Raymond & Roig, 2003). Finalmente se supone que  $u_i$  el término de error aleatorio sigue una distribución independiente e idénticamente distribuida como una normal con media nula y varianza constante (homoscedástica).

El supuesto de homoscedasticidad rara vez se cumple, y la heteroscedasticidad es más habitual, por ello para sortear éste problema se aplica el método de regresión por cuantiles (en el anexo 1 se explica formalmente éste modelo, también se puede consultar Cameron y Trivedi (2005) o Greene (1999)), además este método proporciona más información sobre cómo se distribuye la variable dependiente condicionada a diferentes valores de las variables explicativas. Para el modelo de regresión por cuantiles la especificación es la siguiente:

$$(\ln w_i)_q = \alpha_q + \beta_q S_i + \gamma_q X_i + \delta_q X_i^2 + \lambda_q S_i X_i + \eta'_q Z_i$$

Donde  $(\ln w_i)_q$  es el  $q$ -ésimo cuantil del logaritmo de los ingresos condicional a las variables explicativas, el subíndice  $q$  en los parámetros denota que los mismos varían de acuerdo al cuantil.

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

Para la aplicación del modelo se han utilizado los datos de las encuestas de hogares realizadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE) de Bolivia, en el período 2004 al 2015, excluyendo el 2010 toda vez que para ese año no se cuenta con datos oficiales. Tales encuestas cuentan con el ingreso laboral mensual y los años de escolaridad, más no con el de experiencia laboral, es por ello que se ha utilizado la experiencia laboral potencial que se ha calculado como la edad menos la escolaridad menos seis. También se tiene en las encuestas las variables de sexo, departamento, categoría ocupacional, lengua materna y área. Las encuestas del INE son de muestras que buscan ser representativas de toda Bolivia y para ello se guían por un procedimiento de muestreo complejo. En efecto, se trata de un muestreo aleatorio por conglomerados y estratificado, bietápico para el área urbana y trietápico para el área rural. El procedimiento consiste en dividir el territorio de Bolivia en conglomerados geográficos que a la vez se estratifican por características similares. Estos conglomerados se los denomina unidades primarias de muestreo (UPM), y se selecciona aleatoriamente una muestra de estas unidades, al interior de estas unidades se seleccionan los hogares e individuos que son las unidades últimas de análisis (INE - Bolivia, 2018), en el área rural se elige previamente la zona censal. Cada año la selección es diferente por lo que las unidades seleccionadas son, en términos estadísticos, independientes en probabilidad.

Se presenta a continuación una descripción de los datos involucrados en las principales variables del estudio, las cuales son el ingreso laboral real por hora, los años de escolaridad y los años de experiencia laboral potencial, este último se ha calculado como la edad menos escolaridad menos seis, debido a que las encuestas no poseen el dato de experiencia laboral. En el Cuadro 1 se muestran los estadísticos descriptivos de la variable de ingreso

laboral real por hora, por cada año del período de estudio. Se presentan los valores de los estadísticos en la muestra y expandidos a la población utilizando el factor de expansión que las encuestas proporcionan. Se observa que tanto la media como la mediana del ingreso han ido en aumento, lo que es informativo porque se trata del ingreso real. La dispersión en cambio no muestra un patrón claramente definido. Para algunos años la muestra es más pequeña que para otros, por ello se advierte que los resultados obtenidos para estos años hay que tomarlos con más precaución, pero de todas formas se los incluye para verificar si efectivamente se da alguna tendencia en los resultados de los análisis. El tamaño de la muestra expandida es una estimación de la cantidad poblacional de trabajadores en Bolivia para ese año, su estimación para el 2014 es sin embargo baja, y la misma se debe a la eliminación de muchos valores atípicos en ese año, lo cual redujo la muestra y su expansión provoca una estimación sesgada, no obstante se incluye el año en los análisis posteriores para denotar si de alguna forma se mantiene en la tendencia.

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

**Cuadro 1. Estadísticos descriptivos del ingreso laboral real por hora (2004-2015)**

Año	Media		Mediana		Desv. Est.		N	
	Muestral	Expandida	Muestral	Expandida	Muestral	Expandida	Muestral	Expandida
2004	10,15	8,53	5,37	4,59	18,76	16,51	13372	3181704
2005	6,27	6,92	3,61	3,85	10,96	12,20	5502	3167339
2006	9,81	9,95	4,81	4,72	29,34	33,07	5851	3369548
2007	8,94	9,03	5,06	5,04	16,01	17,55	6089	3584886
2008	9,43	9,27	5,51	5,58	17,01	17,95	5460	3674673
2009	9,40	9,48	6,09	6,24	13,48	13,54	5813	3875898
2011	9,71	9,73	6,80	6,88	12,49	12,40	12911	4109460
2012	9,96	10,04	6,89	6,96	13,34	13,06	12351	4186769
2013	10,06	9,62	7,24	6,95	13,07	12,77	14330	4102500
2014	9,67	9,55	6,91	6,84	14,99	14,89	7855	2277530
2015	10,05	9,58	7,55	7,12	13,24	12,77	13921	3997007
Total	9,63	9,29	6,28	5,89	15,71	16,85	103455	39527314

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015

En el Cuadro 2 se muestran los estadísticos descriptivos de la variable de años de escolaridad, por cada año del período de estudio. Se presentan también en este caso los valores de los estadísticos en la muestra y expandidos. Se observa un incremento de la escolaridad promedio y de la escolaridad mediana en el curso de los años del período de estudio, la dispersión nuevamente no exhibe patrón alguno.

**Cuadro 2. Estadísticos descriptivos de los años de escolaridad (2004-2015)**

Año	Media		Mediana		Desv. Est.		N	
	Muestral	Expandida	Muestral	Expandida	Muestral	Expandida	Muestral	Expandida
2004	8,75	7,70	9	7	5,15	4,99	13372	3181704
2005	7,93	8,36	8	8	5,14	5,23	5502	3167339
2006	8,88	8,61	9	9	5,34	5,41	5851	3369548
2007	8,82	8,80	9	9	5,26	5,31	6089	3584886
2008	8,87	8,85	9	9	5,50	5,26	5460	3674673
2009	8,96	9,08	9	10	5,30	5,30	5813	3875898
2011	9,46	9,46	10	10	5,36	5,33	12911	4109460
2012	9,84	9,64	11	11	5,32	5,28	12351	4186769
2013	10,90	10,26	12	12	5,60	5,75	14330	4102500
2014	9,00	8,62	10	9	5,21	5,17	7855	2277530
2015	10,15	9,76	12	11	5,10	5,23	13921	3997007
Total	9,46	9,09	10	10	5,36	5,36	103455	39527314

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

Finalmente en el Cuadro 3 se muestran los estadísticos descriptivos de la variable de años de experiencia laboral potencial, en el período de análisis. Se presentan los valores de los estadísticos en la muestra y expandidos como en los casos anteriores. Se observa un decremento de la experiencia promedio, de la experiencia mediana y de la dispersión. Pero dado que es una experiencia construida a partir de la edad lo más probable es que lo que se esté observando sea una disminución de la edad promedio y mediana de la población trabajadora.

Uno de los problemas clásicos del modelo de Mincer es la omisión de variables relevantes que no pueden evitarse porque tales variables son en general no observables. La más tratada es la habilidad innata de los individuos, la misma que puede ser un importante determinante de los ingresos laborales, su omisión provoca sesgo en los coeficientes. La forma de sortear éste problema (dado que las encuestas de hogares tampoco cuentan con esta variable) es utilizando una variable proxy o recurriendo al método de variables instrumentales. Se ha recurrido a la primera opción incluyendo en los controles la variable de categoría ocupacional como proxy de las habilidades innatas, la misma es una variable nominal por lo que se han incluido dummies de cada categoría. Tales categorías son: Trabajadores del hogar, Trabajadores por cuenta propia, Obreros, Empleados y Patronos.



**Cuadro 3. Estadísticos descriptivos de los años de experiencia laboral potencial (2004-2015)**

Año	Media		Mediana		Desv. Est.		N	
	Muestral	Expandida	Muestral	Expandida	Muestral	Expandida	Muestral	Expandida
2004	23,14	24,59	20	22	16,46	17,15	13372	3181704
2005	26,11	25,32	24	23	17,48	17,45	5502	3167339
2006	24,16	24,47	22	22	17,13	17,37	5851	3369548
2007	24,44	24,67	22	22	17,43	17,72	6089	3584886
2008	26,04	24,85	24	23	17,92	17,52	5460	3674673
2009	24,91	24,18	22	22	17,52	17,22	5813	3875898
2011	24,26	23,90	22	21	17,34	17,19	12911	4109460
2012	24,50	24,35	22	22	17,10	17,05	12351	4186769
2013	23,46	25,06	21	23	17,14	18,04	14330	4102500
2014	23,94	24,76	22	23	16,68	17,14	7855	2277530
2015	23,79	25,19	21	23	16,71	17,38	13921	3997007
Total	24,18	24,65	22	22	17,10	17,40	103455	39527314

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

Se supone que tales categorías son una función de las habilidades innatas. Así se especula que los trabajadores del hogar que por lo general obtienen bajas o nulas remuneraciones, es porque carecen de ciertas habilidades para exigir mayores pagos, además ser trabajador del hogar podría denotar también la poca capacidad de ser independiente, para lo cual se necesita más habilidades innatas, asimismo su trabajo es más simple (repetitivo), lo que no exige habilidades más complejas; los trabajadores por cuenta propia y los obreros tienen también en general trabajos menos complejos, pero estos últimos se hallan en una situación de dependencia que podría ser quizá indicativo de habilidades no muy desarrolladas para ser independientes; los empleados son también dependientes pero muchos suelen estar en mejores condiciones de trabajo, producto quizá de mejores capacidades de negociación con los empleadores. Por otra parte se necesitan ciertas habilidades de interacción social para conseguir y mantenerse como obreros o empleados y así obtener los beneficios sociales que en general ellos consiguen, se supone que tales habilidades no están tan desarrolladas en los trabajadores por cuenta propia. Finalmente los patrones podrían poseer diversas habilidades más desarrolladas, que son necesarias para ser independientes, como ser una mayor responsabilidad y un mejor manejo del riesgo en los negocios<sup>†</sup>.

Los resultados de incluir la categoría ocupacional en las regresiones han sido una baja en el sesgo del coeficiente de la escolaridad, tal como se esperaba si los supuestos son los correctos. Sobre la otra opción, los posibles instrumentos como la escolaridad de los padres estaban disponibles, pero con

---

<sup>†</sup> Este razonamiento puede ser rebatido de muchas formas, por ello, todos son supuestos y se los presenta más que todo para ayudar de alguna forma a disminuir el sesgo por variable omitida.

muchos datos perdidos, su inclusión reducía el tamaño de la muestra sensiblemente y provocaba una desmejora de las propiedades asintóticas.

Para sortear la no normalidad que es inherente a los datos de ingresos laborales, se ha cuidado de no disminuir el tamaño de la muestra para preservar la propiedad de normalidad asintótica de los estimadores y sus errores estándar, pero asimismo se ha aplicado el método de bootstrap con 100 replicaciones para contar con una distribución estimada de los estimadores y obtener de ella los errores estándar. Dado que los datos provienen de encuestas, entonces es necesario utilizar el factor de expansión para que no exista sobrerrepresentación o subrepresentación de algunos grupos de individuos, por ello mismo el método bootstrap se ha aplicado al interior de las unidades primarias de muestreo<sup>‡</sup>.

Otro problema clásico en el modelo de Mincer es el de sesgo de selección, el mismo que puede ser controlado aplicando la corrección de Heckman, lo cual se hizo en regresiones previas utilizando las dos formas de corrección (máxima verosimilitud y de dos pasos) los resultados indicaron la existencia de sesgo de selección para algunos años y no para otros, pero ambas formas no coincidieron en todos los casos, además la no normalidad de los datos provoca que los resultados de la corrección de Heckman sean inconsistentes (Goldberger, 1983), lamentablemente las alternativas no paramétricas de corrección del sesgo de selección no se encuentran disponibles en los paquetes más conocidos, por lo que éste es un tema pendiente de resolución.

---

<sup>‡</sup> Al proceder de esta manera algunos grupos pueden tener observaciones donde algunas variables dicotómicas se conviertan en constantes, imposibilitando la estimación de su coeficiente, ello pasa comúnmente cuando hay muchas interacciones entre variables categóricas, por ello en este trabajo se prescindieron de las interacciones.

#### 4. Resultados

Se han estimado los parámetros de los modelos de regresión múltiple y de regresión por cuantiles. En general los datos se ajustan bien en el modelo de regresión múltiple, dado que los coeficientes de determinación oscilan entre un 20 y un 40%, lo cual no está mal para este tipo de datos microeconómicos con mucha variabilidad. Muchos de los coeficientes, tanto del modelo de regresión múltiple como del modelo de regresión por cuantiles son significativos, como se puede ver en el anexo 2. A continuación se describen los resultados hallados<sup>§</sup> presentados de forma conjunta:

##### 4.1. Efecto Parcial de la Acumulación de Capital Humano en los Ingresos

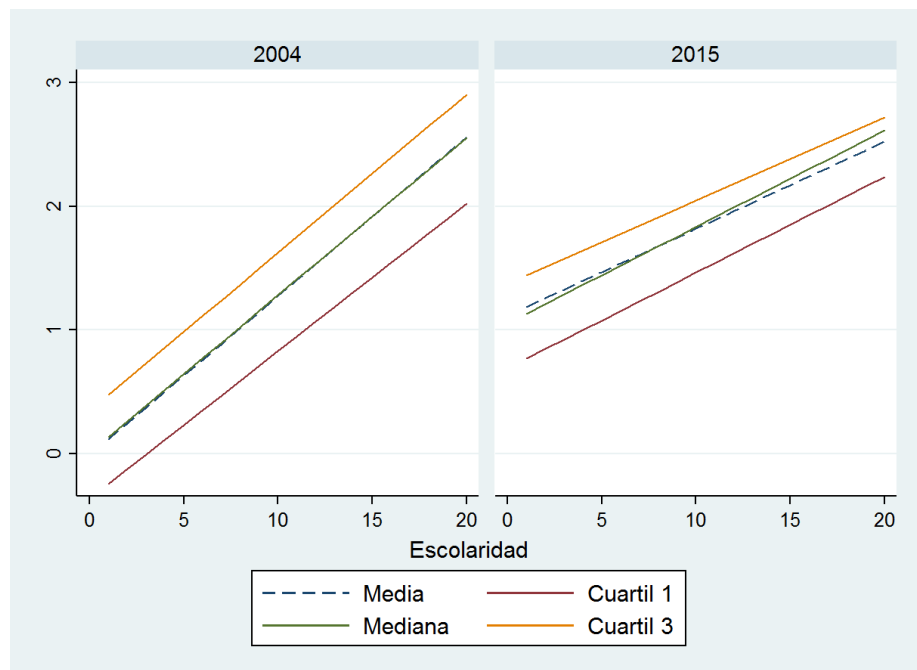
El Gráfico 1 nos muestra que el efecto neto<sup>\*\*</sup> de la escolaridad sobre el ingreso era algo más acentuado en el 2004 que en el 2015. Las personas con más años de escolaridad alcanzaban ingresos mucho más superiores que las que tenían pocos años de educación, la diferencia entre ambos grupos en el 2004 era más amplia.

---

<sup>§</sup> Para un análisis detallado se presentan en el Anexo 2 los resultados de la regresión de ambos modelos, donde todos los coeficientes de la escolaridad, de la experiencia laboral, de su cuadrado y de la constante son significativos.

<sup>\*\*</sup> El efecto es neto de depreciación, y para graficar se fijaron a cero el resto de las variables de la ecuación, por lo que se obtiene algo como el efecto “puro” de la variable explicativa, suponiendo que la especificación del modelo es adecuada.

**Gráfico 1. Efecto parcial de la escolaridad neta de depreciación en el logaritmo natural del ingreso por años**



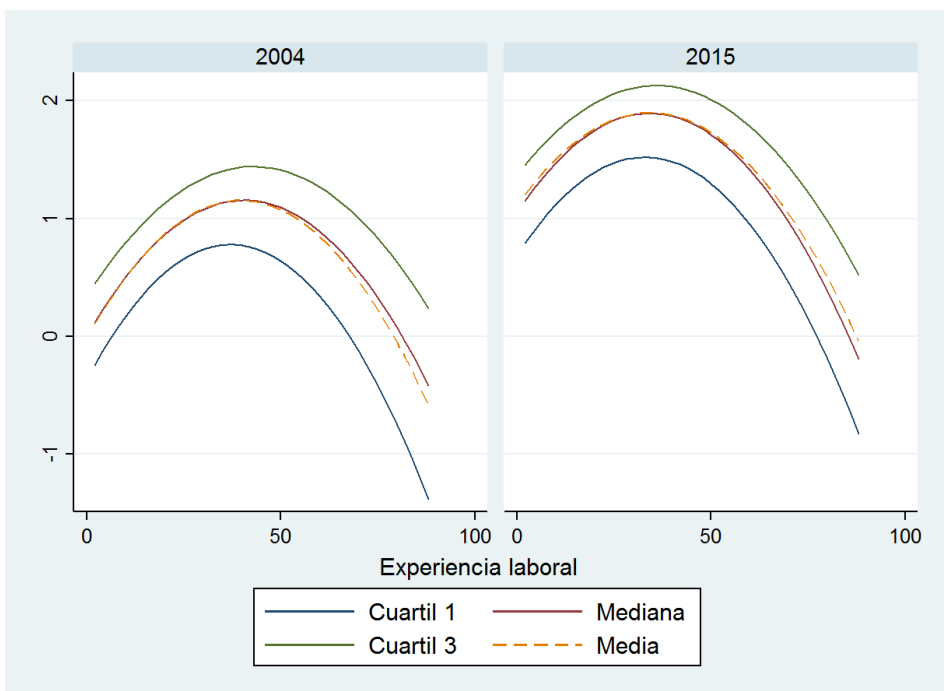
Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015

El año 2015 la diferencia se hace menos importante, dando lugar a dos fenómenos, por un lado que personas con niveles mínimos de escolaridad alcancen niveles de ingreso superiores a lo que se observa en 2004 y por otro lado las personas con niveles de escolaridad elevados acceden a niveles de ingreso no tan superiores como en el año 2004. Esto puede significar que el rendimiento de la escolaridad hacia el ingreso ya no es el mismo en el periodo de 11 años de estudio, el año 2015 la educación parece ya no rendir tanto como el 2004 o tal vez ya no es un determinante importante de los ingresos como lo era el 2004.

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

Por otra parte, el Gráfico 2 muestra un análisis parecido pero considerando el efecto de la experiencia laboral sobre el ingreso. El comportamiento de esta variable resulta ser parabólico y la comparación de los años 2004 y 2015 nos muestra que el efecto de la experiencia laboral es también de esta manera, sin embargo resalta el hecho de que el 2015 la experiencia tenga un efecto más positivo sobre el ingreso ya que personas con el mismo nivel de experiencia laboral pudieron acceder a niveles de ingreso superiores que las personas con este mismo nivel de experiencia el 2004, siempre manteniendo el resto de las variables constantes.

**Gráfico 2. Efecto parcial de la experiencia laboral en el logaritmo natural del ingreso por años**

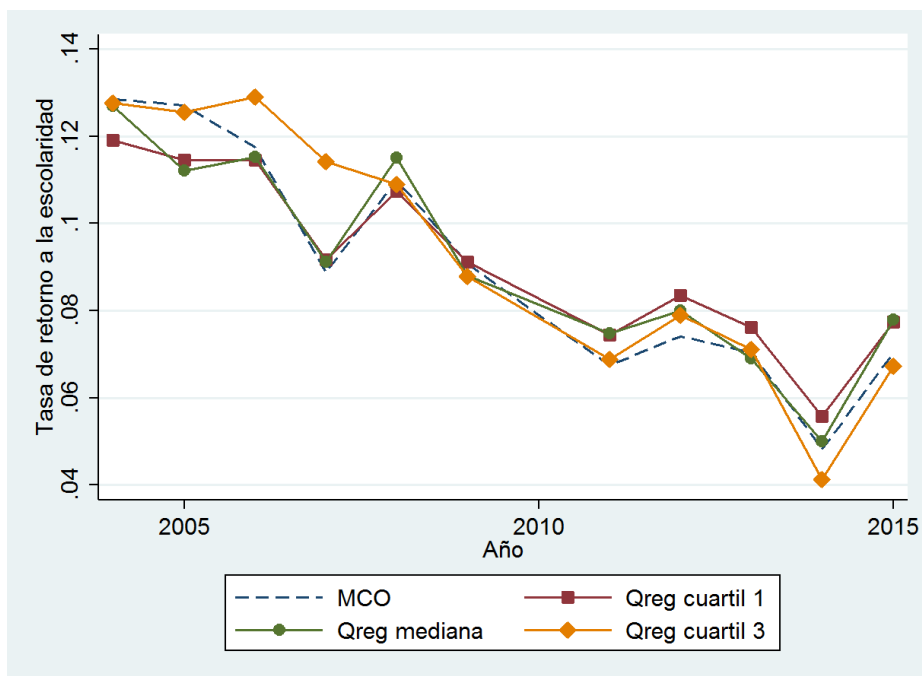


Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015

#### **4.2. Rendimiento del Capital Humano sobre los Ingresos**

Considerando sólo la escolaridad, el Gráfico 3 refleja que la tasa de retorno a la escolaridad asociada al ingreso promedio de la distribución condicional exhibe una tendencia a la baja. La tasa de retorno asociada a la mediana y a la media tendieron a ser iguales en los últimos años pero ambos tienden a la baja, eso significa que la escolaridad ya no es un factor de diferencia en la distribución de ingresos. Esto resulta de la misma manera para el cuartil inferior y superior de la muestra condicional en cuanto a la tendencia a la baja, pero en cuanto a la magnitud de las tasas se observa una especie de intercambio entre el cuartil superior e inferior, las tasas asociadas al cuartil superior eran más altas al principio del período y luego son las más bajas al final, lo contrario ocurre con las tasas de retorno del cuartil inferior, esto significa que mientras más elevado es el ingreso, menos importancia tiene la escolaridad para explicar los diferenciales del ingreso, pero al principio del período era al revés. Se observa asimismo una caída mayor en el 2014, los resultados del mismo hay que tomarlo con precaución como ya se señaló antes, porque no obstante podría tratarse de un año donde, entre otras posibilidades, se midieron con error las variables.

**Gráfico 3. Tasa de Retorno a la Escolaridad**

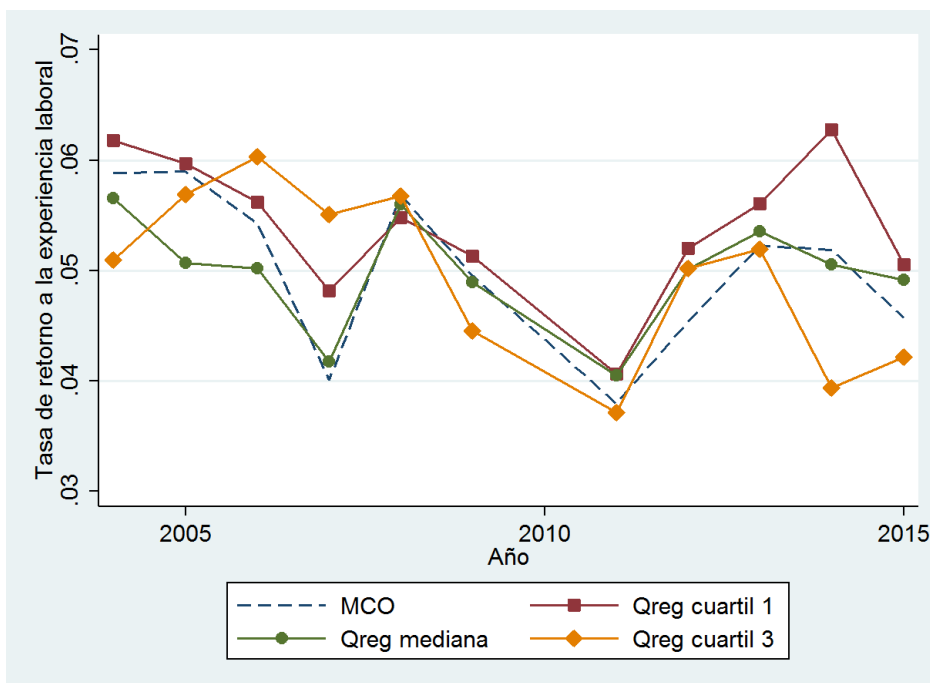


Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015

Por su parte, la tasa de retorno de la experiencia laboral sobre los ingresos tuvo un comportamiento variado en el período de estudio. El Gráfico 4 reporta que las tasas de retorno de la experiencia tendían a la baja del año 2004 al 2011, luego se recuperaban, en particular la asociada al cuartil inferior, lo que podría significar que la experiencia laboral fue un determinante importante de los ingresos en los últimos años de estudio para los individuos de bajas rentas laborales. En el caso del último estrato de ingreso sucede el efecto inverso, los retornos netos de la experiencia laboral para las personas de ingresos elevados sufrieron un importante descenso en los últimos años.



Gráfico 4. Tasa de retorno de la experiencia laboral



Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015

Así como es importante la tasa de retorno del capital humano, también lo es observar a que nivel este se deprecia o se vuelve obsoleto con el paso del tiempo, por eso a continuación mostramos los resultados provenientes de este análisis.

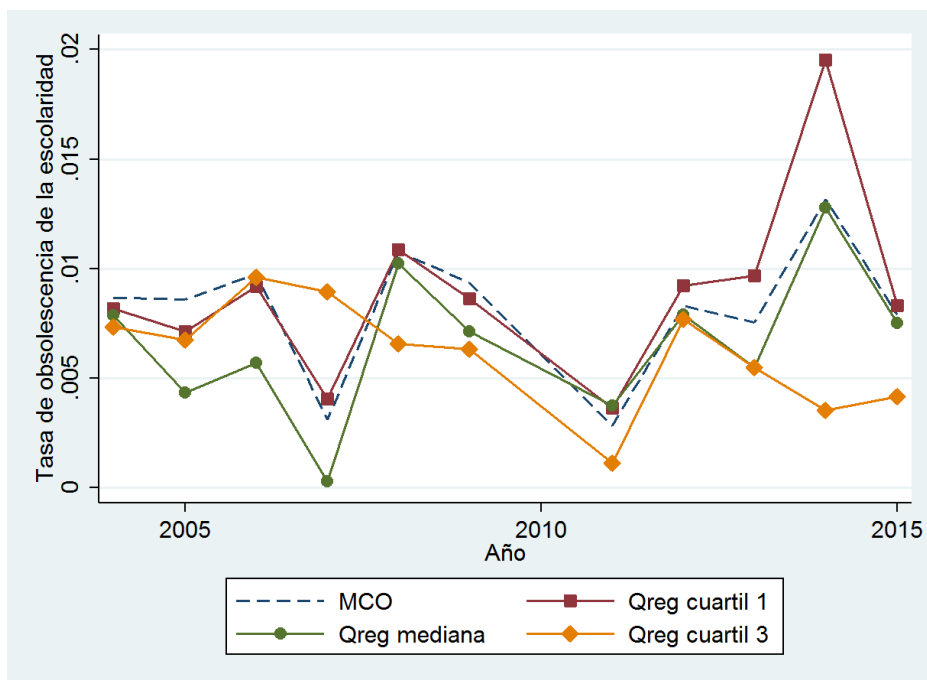
### 4.3. Obsolescencia del Capital Humano

Los gráficos 5 y 6 muestran las tasas de obsolescencia de la escolaridad y de la experiencia laboral respectivamente, calculados como se menciona en la sección 3, las tasas de obsolescencia de la escolaridad exhiben una leve tendencia a la subida, pero algunos de los coeficientes con los que se los calcularon no son significativos en las distintas regresiones (ver Anexo 2). Podría decirse que este fenómeno de la depreciación de la escolaridad no es tan agudo en Bolivia en general, pero que se da en varios casos. La tendencia

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

a la subida es leve o prácticamente puede no haber tendencia y la obsolescencia de la escolaridad es baja y se mantienen más o menos así durante el período de tiempo estudiado. En todo caso se nota una mayor obsolescencia en particular sólo para el 2014, pero como ya se dijo, este año hay que tomarlo con precaución porque podría tratarse de errores en la medición de las variables.

**Gráfico 5. Tasa de Obsolescencia de la Escolaridad**

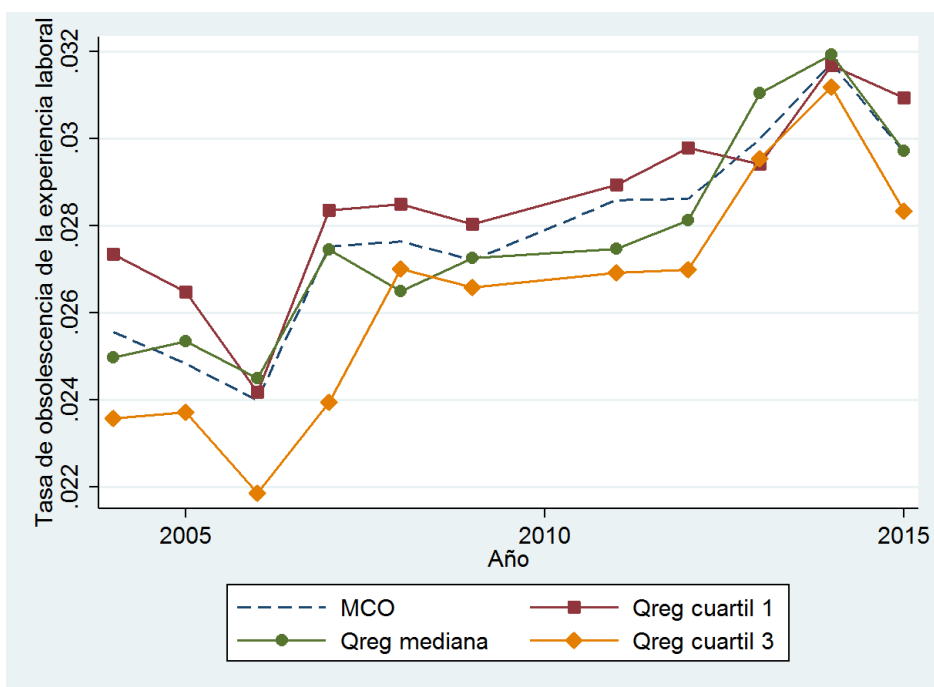


Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015

En cuanto a la experiencia laboral, el comportamiento que se observa es uno que tiende al aumento de la obsolescencia de la experiencia en el período de estudio, para los diferentes puntos de la distribución condicional de los ingresos. Las tasas menores se encuentran para los de mayores ingresos condicionales a cada año de experiencia. Los coeficientes a partir de los cuales se obtienen las tasas de obsolescencia son todos significativos, por lo tanto,

en efecto existen depreciación de la experiencia laboral para los diferentes niveles de ingresos en todos los años del período de análisis.

**Gráfico 6. Tasa de obsolescencia de la experiencia laboral**



Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015

Finalmente pasamos a mostrar los resultados provenientes del modelo en cuanto a la distribución de los ingresos independientemente de las variables explicativas hasta aquí analizadas.

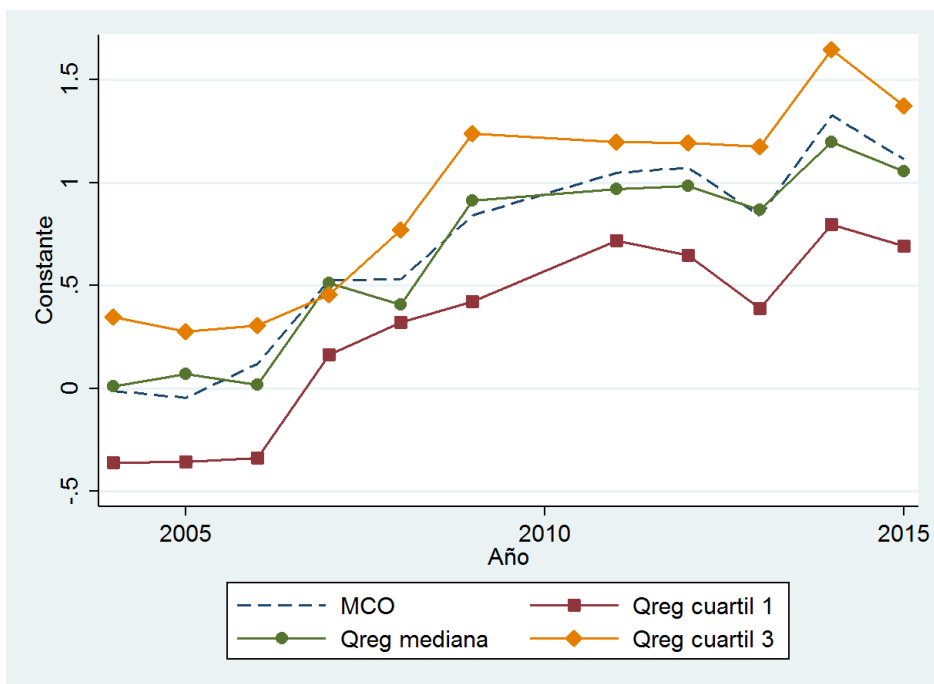
#### 4.4. Distribución de los ingresos (Intercepto)

La constante es el logaritmo de la media geométrica de los ingresos que no son explicados por las variables explicativas del modelo lineal de regresión clásico, y en la regresión por cuantiles es el logaritmo del ingreso correspondiente al cuantil en cuestión, que no está explicado por el resto de variables explicativas del modelo. El Gráfico 7 muestra la distribución de tales ingresos independientes de las variables explicativas, y su evolución en el

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

tiempo. Se observa que a medida que ha pasado el tiempo los estadísticos de los ingresos han aumentado, esto significa que hay una parte de los ingresos que no está siendo explicado por las variables elegidas en el modelo, por lo tanto debe haber otra fuente para expresar esos ingresos.

**Gráfico 7. Distribución de Ingresos (Intercepto)**



Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015

Esto resulta ser más notable para el caso del tercer cuartil, donde se observa que entre Bs. 2,72 y Bs. 4,48 de ingreso real por hora (antilogaritmos de 1 y 1,5 respectivamente) no fueron explicados por el nivel de escolaridad ni por la experiencia laboral en los últimos 7 años, es posible que existan otras variables que expliquen mejor este fenómeno para este estrato de población.

Considerando conjuntamente los interceptos y las pendientes para los distintos cuantiles y el modelo de media condicional (el clásico), se observa en general que los primeros aumentan notablemente en el período considerado

y los últimos disminuyen también de manera notable en el mismo período. Dado que se trata del ingreso laboral real por hora, los resultados mostrados dan a entender un aumento del ingreso y que es necesario hallar otras fuentes de explicación de los niveles de ingresos en los últimos años, al margen de las variables explicativas propuestas en el modelo de Mincer aplicado en éste trabajo.

Sobre la distribución, se tiene que las pendientes relacionadas a la escolaridad se acercan un poco entre ellas al final del período de análisis, lo cual evidencia una leve homogeneización en el tipo de distribución condicional, siendo más heterogéneas al principio del período con mayores tasas de retorno para el cuantil superior en algunos casos.

En cuanto a las otras variables explicativas, se puede observar en el Anexo 2 su comportamiento. Se tiene que el efecto de la categoría empleados tiende a la baja, de los cuentapropistas también pero algo más estable y con grandes diferencias entre cuantiles, lo que denota que existe mucha dispersión al interior del este grupo. Las tasas de patrones y trabajadores del hogar también exhiben caídas pero con más homogeneidad al interior de los grupos (la categoría omitida para evitar la multicolinealidad es la de los obreros y los resultados anteriores son comparaciones respecto a ésta). La tasa de retorno (independiente de las otras variables explicativas) de las mujeres ha experimentado un leve descenso (la de los hombres se halla en el intercepto pero está mezclado con las categorías omitidas para evitar el problema de colinealidad). La tasa de retorno del área rural permanece con pocas variaciones en los últimos años. Las de La Paz y Cochabamba experimentan un leve aumento, las de Oruro, Potosí, Tarija, Beni y Pando sufren caídas algo irregulares y la de Santa Cruz no denota un patrón claro (Chuquisaca es la categoría omitida por tanto las comparaciones son con respecto a ésta), todo

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

en los últimos años. En cuanto a la lengua materna, la quechua y aymara muestran un efecto estable, aunque con una leve alza de éste último, la de otros nativos es muy irregular pero con una caída apreciable en el último año (la lengua castellana es la omitida). En todos los casos se trata del efecto parcial manteniendo el resto constante.

### **5. Conclusiones**

En conclusión se puede enunciar que en el período del 2004 al 2015 ha sucedido una caída de la tasa de retorno a la escolaridad en Bolivia, asimismo la tasa de retorno a la experiencia también ha caído hasta el 2011 y luego se ha recuperado un poco, al parecer no se puede hablar de obsolescencia de la escolaridad en todos los años pero si es un fenómeno que se da en la mayoría de los años y en todo caso no muestra un patrón claro en el tiempo, hay también un incremento de la obsolescencia de la experiencia laboral. El ingreso real por hora, no explicado por las variables del modelo ha ido en aumento en el período de estudio. La distribución de los ingresos reales horarios, condicional a la escolaridad, es algo menos variable con el paso del tiempo, las tasas de retorno para distintos niveles del ingreso real en los últimos años tienden a ser iguales.

Las tasas de retorno a la escolaridad halladas no muestran grandes diferencias con respecto a otros trabajos en Bolivia. En este trabajo se muestra que las tasas de retorno disminuyen desde aproximadamente un 12% a un 8% del 2004 al 2015. La tasa de 12% para el 2004 está de acuerdo con la tasa de 12% hallada por Villegas & Núñez (2005) para el 2002, y la tasa del 9% encontrada para el 2007 no está muy lejos de la tasa de 8,85% hallada por Guzmán (2012) para el mismo año. Sin embargo la tasa estimada por Molina (2013) del 5% para el 2009 se aleja de la tasa estimada de aproximadamente el 9% en este trabajo. Las tasas obtenidas por Gallardo (2014) para el período

2002-2012 son también más bajas pero exhiben al igual que en éste trabajo una tendencia a la baja.

La señalada tendencia a la baja de las tasas de retorno a la escolaridad podría explicarse por al aumento de la proporción de población con mayores años de educación formal, por lo que se estaría dando una mayor homogeneidad educativa en la población dada la universalización de la educación formal. Por lo mismo la educación podría ser menos importante que hace 12 años para explicar los ingresos. En tanto que tendrían que haber otras variables al margen de las del modelo que puedan explicar el aumento de los ingresos reales.

Sobre la pertinencia del modelo de Mincer, se ha obtenido que el mismo parece ser válido para estudiar la relación de los ingresos laborales, con la escolaridad y la experiencia laboral, sin embargo el poder explicativo del modelo disminuye con el paso del tiempo en el período estudiado, lo que podría deberse a la emergencia de otras variables en los últimos años que expliquen el ingreso laboral. Asimismo la inclusión del término de interacción para medir la depreciación de la escolaridad parece ser adecuado toda vez que la mayoría de los años su coeficiente resultó ser significativo, por lo tanto se puede decir en general que en Bolivia existe depreciación del capital humano, aunque la evidencia no es muy fuerte en algunos años. Finalmente se tiene que la disminución de las tasas de retorno a la escolaridad podría ser no obstante un síntoma positivo hasta cierto punto, ya que podría estar indicando una mayor oferta laboral calificada, y entonces lo que cabría hacer en este caso es aplicar políticas para generar mayor empleo porque es posible que esa población esté subempleada.

Un trabajo pendiente es entonces identificar ésas otras fuentes del ingreso laboral real, que no se hallan en las explicativas consideradas, dado

## ■ ECONOMÍA COYUNTURAL

que el intercepto se incrementa para los últimos años donde han estado presentes la mismas variables explicativas que al principio del período de análisis.

### Referencias

- Acevedo, M. C., Montes, I. C., Maya, J. J., González, M. N., & Mejía, T. B. (2012). Capital humano: una mirada desde la educación y la experiencia laboral. *Cuadernos de Investigación*(56).
- Alejo, J. (2006). Desigualdad salarial en el gran Buenos Aires: una aplicación de regresión por cuantiles en microdescomposiciones. *Documentos de Trabajo del CEDLAS*.
- Alves, G., Brum, M., & Yapor, M. (2009). Evolución y determinantes de la desigualdad de remuneraciones por trabajo en Uruguay 1986-2007.
- Andersen, L. E., & Wiebelt, M. (2003). *La Mala Calidad de la Educación en Bolivia y sus Consecuencias para el Desarrollo*. Documentos de Trabajo, Instituto de Investigaciones Socio-Económicas.
- Arias, O., Yamada, G., & Tejerina, L. (2004). Educación, antecedentes familiares y desigualdad interracial del salario en Brasil.
- Becker, G. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 9-49.
- Becker, G. (2009). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Chicago: University of Chicago Press.
- Cameron, C., & Trivedi, P. (2005). *Microeconometrics Methods and Applications*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Castillo, A. (2015). Retornos y depreciación del capital humano, un análisis empírico para México durante 2011-2014. *Obtenido de ResearchGate: <http://dx.doi.org/10.13140/RG.2.1>*.
- Castillo-Aroca, A. (2016). Depreciación del capital humano en la Alianza del Pacífico durante 2007-2014. *Revista de Ciencias Económicas*, 34, 9-46.
- Castillo-Aroca, A. (2016). Depreciación del capital humano en la Alianza del Pacífico durante 2007-2014. *Revista de Ciencias Económicas de la Universidad de Costa Rica*, 9-46.



- Encalada Jumbo, D., & Maldonado Granda, D. (2014). Diferencias salariales regionales ligadas a la educación: aplicación a la región sur del Ecuador, 2010. *Análisis Económico*, 29.
- Fernández, R. A. (2011). Rendimientos de la Educación en el Noreste Argentino: Evolución reciente y Estructural actual. *Visión de futuro*, 15, 0-0.
- Fonnegra, C. a., López, V. a., & González, Z. a. (2010). Desigualdad étnico-racial en la distribución del ingreso en Colombia: Un análisis a partir de Regresión Cuantílica. *Revista Sociedad y Economía*.
- Galassi, G. L., & Javier, M. (2006). La relación entre educación e ingresos: ecuaciones de Mincer por regiones geográficas de Argentina. *Buenos Aires*.
- Gallardo, H. A. (2014). Educación y Mercado de Trabajo. Una investigación cuantitativa de las relaciones entre la educación y los niveles de ingreso, empleo/desempleo en el área urbana del Departamento de Tarija 2002-2012. *Universidad Autónoma Juan Misael Saracho*.
- Gasparini, L., Marchionni, M., & Sosa Escudero, W. (2001). La distribución del ingreso en la Argentina.
- Goldberger, A. (1983). Abnormal selection bias. *Studies in Econometrics, Time Series, and Multivariate Statistics*, 67-84.
- Greene, W. (1999). *Análisis econométrico*. Madrid: Pearson Educación.
- Guataquí, J. C., García, A. F., & Rodríguez, M. (2009). Estimaciones de los determinantes de los ingresos laborales en Colombia con consideraciones diferenciales para asalariados y cuenta propia. *Documentos de trabajo*, 70, 1-22.
- Gutierrez, O. D., & Navarro, M. L. (2005). Nueva evidencia sobre el rendimiento del capital humano en España. *Revista de Economía Aplicada*, 37, 69-88.
- Guzmán, D. (2012). *Retornos de la educación y discriminación étnica en el mercado laboral boliviano*. Ph.D. dissertation.
- INE - Bolivia. (18 de enero de 2018). *Documento metodológico de la Encuesta de Hogares 2012*. Obtenido de Instituto Nacional de Estadística de Bolivia:  
[http://anda.ine.gob.bo/ANDA4\\_2/index.php/catalog/290/download/1125](http://anda.ine.gob.bo/ANDA4_2/index.php/catalog/290/download/1125)

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

- Machado, T., & Humberto, J. (2013). *La heterogeneidad de la distribución salarial desde las regresiones cuantílicas en Colombia 1996-2005*. Ph.D. dissertation.
- Martínez, G., & Mauricio, B. (2012). *Efectos de depreciación en el capital humano: evidencia empírica por nivel de cualificación y ramas de actividad en Colombia [recurso electrónico]*. Ph.D. dissertation.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. Massachusetts: NBER.
- Molina, O. (2013). Comercio Internacional y Diferencias Salariales no Explicadas. Evidencia desde un Corte Transversal para Bolivia por Género. *Universidad Privada Boliviana*.
- Morales, H., & Henry, R. (2016). Análisis de la regresión cuantílica para la distribución del ingreso total mensual de la población económicamente activa ocupada de Lima Metropolitana.
- Neuman, S., & Weiss, A. (1995). On the effects of schooling vintage on experience-earnings profiles: Theory and evidence. *European Economic Review*, 943-955.
- Raymond, J. L., & Roig, J. L. (2003). Human capital depreciation: a sectorial approach. *Documento de trabajo (I21)*.
- Seoane, M. J., & Álvarez, M. T. (2008). Las ecuaciones de Mincer y las tasas de rendimiento de la educación en Galicia. *Investigaciones de Economía de la Educación*, 5, 285-304.
- Soto, G., Barceinas, R., & Raymond, J. (2007). Depreciación del capital humano. una aproximación sectorial: el caso de México. *Obtenido de Universidad Autónoma Metropolitana-Azcapotzalco: [http://www.azc.uam.mx/socialesyhumanidades/02/posgrados/ciencias\\_economicas/contenidos/01/Dep%20HC%20M%20E9xico5.pdf](http://www.azc.uam.mx/socialesyhumanidades/02/posgrados/ciencias_economicas/contenidos/01/Dep%20HC%20M%20E9xico5.pdf)*.
- Torres Zavala, A. (2016). *La experiencia y su sesgo en los modelos de capital humano: el caso de México*. Ph.D. dissertation, Universidad Autónoma de Nuevo León.
- Urciaga García, J., & Hernández, A. a. (2008). Salarios, educación y sus rendimientos privados en la frontera norte de México: un estudio de capital humano. *Región y sociedad*, 20, 33-56.
- Vignoli, G. (2012). *Tasa de depreciación de capital humano: Evidencia empírica para Argentina*. Universidad del CEMA. Serie Documentos de Trabajo, Universidad del CEMA: Área: economía.

Villegas, H., & Núñez, J. (2005). Discriminación étnica en Bolivia: Examinando diferencias regionales y por nivel de calificación. *Estudios de Economía*, 32.

## Anexo 1

### Regresión por cuantiles

Sea  $y$  una variable aleatoria con función de distribución acumulativa  $F(y)$ , entonces el  $q$ -ésimo cuantil poblacional es

$$y_q = F^{-1}(q) \quad (1)$$

donde  $q$  es la probabilidad de que  $y$  sea menor o igual a  $y_q$ , es decir

$$q = \Pr(y \leq y_q) = F(y_q) \quad (2)$$

por lo tanto  $y_q$  puede interpretarse como el valor máximo del  $100q\%$  inferior o como el valor mínimo del  $100(1 - q)\%$  superior de la distribución de  $y$ , dado que ésta es continua. Sea  $u$  la estandarización de  $y$ , tal que

$$y = \mu + \sigma u \quad (3)$$

con  $\mu$  y  $\sigma$  como la media y la desviación estándar de  $y$  respectivamente, entonces reemplazando (3) en (2) se obtiene  $q = \Pr(\mu + \sigma u \leq y_q) = \Pr\left(u \leq \frac{y_q - \mu}{\sigma}\right) = G\left(\frac{y_q - \mu}{\sigma}\right)$  (4)

donde  $G(u)$  es la función de distribución acumulativa de  $u$ , resolviendo (4) para  $y_q$  se tiene

$$y_q = \mu + \sigma G^{-1}(q) = \mu + \sigma u_q \quad (5)$$

con  $u_q$  como el cuantil  $q$ -ésimo de  $u$ . Si se condiciona  $y$  a los valores de un vector de variables  $\mathbf{x}$  incluyendo una constante se tiene que

$$y_q = \mu_{y|x} + \sigma_{y|x} u_q \quad (6)$$

con  $y_q = F^{-1}(q|\mathbf{x})$  y  $u_q = G^{-1}(q|\mathbf{x})$ , se supone además que la media y la desviación estándar condicionales son lineales en los coeficientes

$$\mu_{y|x} = \mathbf{x}'\beta \quad y \quad \sigma_{y|x} = \mathbf{x}'\alpha \quad (7)$$

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

reemplazando (7) en (6), el cuantil de  $y$  condicional a  $\mathbf{x}$  es

$$y_q = \mathbf{x}'\beta + \mathbf{x}'\alpha u_q = \mathbf{x}'(\beta + \alpha u_q) = \mathbf{x}'\beta_q \quad (8)$$

En el contexto del modelo de Mincer, el  $q$ -ésimo cuantil condicional es

$$(\ln w)_q = \alpha_q + \beta_q S + \gamma_q X + \delta_q X^2 + \lambda_q SX + \eta'_q Z$$

entonces

$$\frac{\partial (\ln w)_q}{\partial S} = \beta_q + \lambda_q X$$

es la tasa de retorno a la escolaridad con depreciación, en tanto  $\beta_q$  es la tasa de retorno neta de depreciación y  $\lambda_q/\beta_q$  es la tasa de obsolescencia de la escolaridad, en todos los casos lo es para el máximo ingreso del  $100q\%$  inferior o el mnimo ingreso del  $100(1 - q)\%$  superior de la distribución condicional de ingresos. Asimismo

$$\frac{\partial (\ln w)_q}{\partial X} = \gamma_q + 2\delta_q X$$

es la tasa de retorno a la experiencia con depreciación de ésta,  $\gamma_q$  es la tasa de retorno de la experiencia neta de depreciación y  $2\delta_q/\gamma_q$  es la tasa de obsolescencia de la experiencia para el máximo ingreso del  $100q\%$  inferior o el mnimo ingreso del  $100(1 - q)\%$  superior de la distribución condicional de ingresos.

Anexo 2

Resultados Modelo de Regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios

VARIABLES	2004 lnw	2005 lnw	2006 lnw	2007 lnw	2008 lnw	2009 lnw
lnw						
Escolaridad	0.129***	0.127***	0.117***	0.0888***	0.110***	0.0907***
Exper. lab.	0.0588***	0.0590***	0.0543***	0.0400***	0.0568***	0.0495***
c.xlab#c.xlab	-0.00074***	-0.00072***	-0.00064***	-0.00054***	-0.00078***	-0.00067***
c.esc#c.xlab	-0.00112***	-0.00109***	-0.00115***	-0.000276	-0.00119***	-0.00085***
Categ. ocup. = 2, Empl	0.121***	-0.0154	0.285***	0.101**	-0.143***	-0.190***
Categ. ocup. = 3, CPCp	-0.198***	-0.411***	-0.323***	-0.440***	-0.447***	-0.515***
Categ. ocup. = 4, Patr	0.327***	0.293***	0.485***	0.294***	0.00620	-0.0576
Categ. ocup. = 5, HogFm	-0.245***	-0.197**	-0.168**	-0.233***	-0.369***	-0.421***
Sexo = 2, M	-0.150***	-0.168***	-0.243***	-0.105***	-0.237***	-0.0949***
Area = 2, Rur	-0.388***	-0.668***	-0.147***	-0.327***	-0.360***	-0.419***
Depto. = 2, LP	0.150***	-0.0813	-0.0925	0.0433	-0.0389	-0.0999
Depto. = 3, Cba	0.164***	-0.0201	0.179***	0.209***	0.0736	0.193***
Depto. = 4, Oru	0.302***	0.0105	-0.197***	0.0426	0.150	-0.142
Depto. = 5, Pot	-0.104	-0.189***	-0.0918	-0.262***	-0.357***	-0.358***
Depto. = 6, Tar	0.253***	0.00678	0.0805	0.0980	0.164**	0.331***
Depto. = 7, SC	0.364***	0.352***	0.211***	0.200***	0.250***	0.302***
Depto. = 8, Ben	0.440***	0.301***	0.107*	0.192**	0.311***	0.360***
Depto. = 9, Pan	0.545***	0.568***	0.633***	0.623***	0.670***	0.616***
Lengua mat. = 2, Qch	-0.0781**	-0.166***	-0.191***	-0.0290	0.0323	-0.133**
Lengua mat. = 3, Aym	-0.193***	-0.228***	-0.264***	-0.358***	-0.0879*	-0.275***
Lengua mat. = 4, OtNat	0.109	-0.0639	0.0694	0.300**	0.0396	0.399***
Constant	-0.0114	-0.0453	0.121	0.527***	0.532***	0.843***
Observations	13,372	5,502	5,851	6,089	5,460	5,813
R-squared	0.389	0.476	0.377	0.369	0.348	0.371

Standard errors in parentheses

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

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

VARIABLES	2011 lnw	2012 lnw	2013 lnw	2014 lnw	2015 lnw
lnw					
Escolaridad	0.0674***	0.0742***	0.0704***	0.0482***	0.0703***
Exper. lab.	0.0380***	0.0454***	0.0523***	0.0519***	0.0457***
c.xlab#c.xlab	-0.00054***	-0.00064***	-0.00077***	-0.00081***	-0.00067***
c.esc#c.xlab	-0.00019	-0.00061***	-0.00053***	-0.00064***	-0.00056***
Categ. ocup. = 2, Empl	-0.0769***	-0.154***	-0.0891***	-0.0978***	-0.174***
Categ. ocup. = 3, CPCp	-0.367***	-0.524***	-0.471***	-0.402***	-0.506***
Categ. ocup. = 4, Patr	0.175***	-0.00908	0.120***	0.0335	-0.0738*
Categ. ocup. = 5, HogFm	-0.479***	-0.445***	-0.434***	-0.468***	-0.454***
Sexo = 2, M	-0.164***	-0.157***	-0.222***	-0.208***	-0.186***
Area = 2, Rur	-0.303***	-0.345***	-0.373***	-0.453***	-0.406***
Depto. = 2, LP	0.0323	0.0537	0.0597	0.00246	0.146***
Depto. = 3, Cba	0.158***	0.181***	0.260***	0.159**	0.178***
Depto. = 4, Oru	-0.114**	0.115**	0.198***	0.166**	-0.0857
Depto. = 5, Pot	-0.332***	-0.290***	-0.140**	-0.101	-0.276***
Depto. = 6, Tar	0.140***	0.336***	0.541***	0.155**	0.186***
Depto. = 7, SC	0.253***	0.206***	0.438***	0.0972	0.269***
Depto. = 8, Ben	0.248***	0.0992*	0.360***	0.290***	0.258***
Depto. = 9, Pan	0.501***	0.466***	0.507***	0.446***	0.484***
Lengua mat. = 2, Qch	-0.0353	-0.189***	-0.237***	-0.0479	-0.127***
Lengua mat. = 3, Aym	-0.250***	-0.322***	-0.160***	-0.259***	-0.239***
Lengua mat. = 4, OtNat	0.355***	0.114	0.228**	0.396***	-0.218*
Constant	1.049***	1.074***	0.841***	1.328***	1.116***
Observations	12,911	12,351	14,330	7,855	13,921
R-squared	0.330	0.331	0.423	0.264	0.361

Standard errors in parentheses

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

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015

Resultados Modelo de Regresión por Cuantiles (Cuartil 1)

VARIABLES	2004 lnw	2005 lnw	2006 lnw	2007 lnw	2008 lnw	2009 lnw
lnw						
Escolaridad	0.119***	0.114***	0.115***	0.0917***	0.107***	0.0912***
Exper. lab.	0.0618***	0.0597***	0.0562***	0.0482***	0.0548***	0.0513***
c.xlab#c.xlab	-0.00083***	-0.00078***	-0.00067***	-0.00067***	-0.00077***	-0.00071***
c.esc#c.xlab	-0.00097***	-0.000818**	-0.00105***	-0.000373	-0.00117**	-0.000786**
Categ. ocup. = 2, Empl	0.0300	-0.0253	0.150***	0.0181	-0.250***	-0.210***
Categ. ocup. = 3, CPCp	-0.306***	-0.549***	-0.602***	-0.716***	-0.730***	-0.709***
Categ. ocup. = 4, Patr	0.115*	0.225*	0.261***	0.0118	-0.164	-0.323***
Categ. ocup. = 5, HogFm	-0.153***	-0.136*	-0.240***	-0.175*	-0.457***	-0.267***
Sexo = 2, M	-0.202***	-0.167***	-0.254***	-0.131***	-0.220***	-0.149***
Area = 2, Rur	-0.443***	-0.798***	-0.260***	-0.507***	-0.444***	-0.465***
Depto. = 2, LP	0.0921	-0.160	-0.0713	-0.0234	-0.152*	-0.160
Depto. = 3, Cba	0.120*	-0.0573	0.267***	0.107	-0.0224	0.130
Depto. = 4, Oru	0.265***	-0.158	-0.193**	-0.0932	0.150	-0.174
Depto. = 5, Pot	-0.166	-0.355***	0.0610	-0.502***	-0.418***	-0.566***
Depto. = 6, Tar	0.244***	-0.117	0.197*	0.0728	0.167*	0.366***
Depto. = 7, SC	0.336***	0.290***	0.323***	0.142**	0.142*	0.268**
Depto. = 8, Ben	0.421***	0.307**	0.229**	0.120	0.105	0.434***
Depto. = 9, Pan	0.566***	0.671***	0.634***	0.685***	0.473***	0.530***
Lengua mat. = 2, Qch	-0.0307	-0.176***	-0.157*	0.00719	-0.0103	-0.0417
Lengua mat. = 3, Aym	-0.107**	-0.211**	-0.194**	-0.350***	-0.139*	-0.220***
Lengua mat. = 4, OtNat	0.223	-0.0600	-0.0952	0.0375	-0.109	0.249
Constant	-0.362***	-0.358**	-0.337**	0.165	0.321*	0.423***
Observations	13,372	5,502	5,851	6,089	5,460	5,813

Standard errors in parentheses

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

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

VARIABLES	2011 lnw	2012 lnw	2013 lnw	2014 lnw	2015 lnw
lnw					
Escolaridad	0.0744***	0.0835***	0.0761***	0.0558***	0.0773***
Exper. lab.	0.0406***	0.0520***	0.0560***	0.0628***	0.0506***
c.xlab#c.xlab	-0.00058***	-0.00076***	-0.00081***	-0.00098***	-0.00077***
c.esc#c.xlab	-0.000269	-0.00077***	-0.00074***	-0.0011***	-0.00064***
Categ. ocup. = 2, Empl	-0.147***	-0.215***	-0.110***	-0.119***	-0.238***
Categ. ocup. = 3, CPCp	-0.555***	-0.705***	-0.598***	-0.532***	-0.681***
Categ. ocup. = 4, Patr	0.0408	-0.169***	-0.0381	-0.155**	-0.261***
Categ. ocup. = 5, HogFm	-0.349***	-0.422***	-0.385***	-0.294***	-0.405***
Sexo = 2, M	-0.203***	-0.231***	-0.222***	-0.266***	-0.233***
Area = 2, Rur	-0.377***	-0.381***	-0.536***	-0.535***	-0.516***
Depto. = 2, LP	-0.164***	-0.0635	0.0211	-0.0157	0.145**
Depto. = 3, Cba	0.0579	0.115**	0.263***	0.235***	0.233***
Depto. = 4, Oru	-0.276***	0.00783	0.157**	0.157	-0.0439
Depto. = 5, Pot	-0.548***	-0.771***	-0.324***	-0.197	-0.307***
Depto. = 6, Tar	0.0533	0.339***	0.557***	0.244***	0.205***
Depto. = 7, SC	0.181***	0.132**	0.426***	0.149**	0.292***
Depto. = 8, Ben	0.118*	0.00784	0.374***	0.278***	0.282***
Depto. = 9, Pan	0.386***	0.434***	0.462***	0.465***	0.470***
Lengua mat. = 2, Qch	0.0367	-0.0987**	-0.224***	-0.0135	-0.165***
Lengua mat. = 3, Aym	-0.175***	-0.318***	-0.197***	-0.237***	-0.245***
Lengua mat. = 4, OtNat	0.235	0.00375	0.454***	0.366	0.0665
Constant	0.720***	0.648***	0.388***	0.799***	0.692***
Observations	12,911	12,351	14,330	7,855	13,921

Standard errors in parentheses

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

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015



Resultados Modelo de Regresión por Cuantiles (Mediana)

VARIABLES	2004 lnw	2005 lnw	2006 lnw	2007 lnw	2008 lnw	2009 lnw
lnw						
Escolaridad	0.127***	0.112***	0.115***	0.0911***	0.115***	0.0881***
Exper. lab.	0.0565***	0.0507***	0.0502***	0.0418***	0.0560***	0.0490***
c.xlab#c.xlab	-0.0007***	-0.00063***	-0.00061***	-0.00057***	-0.00073***	-0.00066***
c.esc#c.xlab	-0.001***	-0.000487	-0.000655*	-2.71e-05	-0.00118***	-0.000627**
Categ. ocup. = 2, Empl	0.0848**	-0.00765	0.243***	0.0453	-0.186***	-0.207***
Categ. ocup. = 3, CPCp	-0.172***	-0.340***	-0.281***	-0.500***	-0.421***	-0.521***
Categ. ocup. = 4, Patr	0.307***	0.299***	0.473***	0.247***	0.0906	-0.107
Categ. ocup. = 5, HogFm	-0.294***	-0.224***	-0.106	-0.207***	-0.235***	-0.331***
Sexo = 2, M	-0.105***	-0.115**	-0.202***	-0.0356	-0.232***	-0.0916***
Area = 2, Rur	-0.261***	-0.570***	0.00218	-0.225***	-0.270***	-0.285***
Depto. = 2, LP	0.0878	-0.113	-0.0459	-0.0806	0.0279	-0.200**
Depto. = 3, Cba	0.117**	-0.0300	0.216***	0.0476	0.115	0.0665
Depto. = 4, Oru	0.253***	0.0584	-0.132*	-0.101	0.149	-0.243**
Depto. = 5, Pot	0.0428	-0.0535	-0.000535	-0.246**	-0.200**	-0.308***
Depto. = 6, Tar	0.164***	0.0523	0.0889	0.0393	0.263**	0.167
Depto. = 7, SC	0.291***	0.302***	0.251***	0.129**	0.272***	0.183**
Depto. = 8, Ben	0.339***	0.247***	0.175**	0.183**	0.306***	0.242**
Depto. = 9, Pan	0.446***	0.569***	0.537***	0.522***	0.718***	0.331**
Lengua mat. = 2, Qch	-0.0464	-0.112*	-0.0690	-0.0107	0.0765	-0.0678
Lengua mat. = 3, Aym	-0.144***	-0.225***	-0.224***	-0.240***	-0.0813	-0.228***
Lengua mat. = 4, OtNat	0.0554	-0.0748	0.0634	0.312	-0.0343	0.480***
Constant	0.0107	0.0706	0.0170	0.512***	0.406***	0.916***
Observations	13,372	5,502	5,851	6,089	5,460	5,813

Standard errors in parentheses

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

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

VARIABLES	2011 lnw	2012 lnw	2013 lnw	2014 lnw	2015 lnw
lnw					
Escolaridad	0.0748***	0.0800***	0.0689***	0.0499***	0.0778***
Exper. lab.	0.0405***	0.0501***	0.0536***	0.0506***	0.0491***
c.xlab#c.xlab	-0.00055***	-0.0007***	-0.00082***	-0.0008***	-0.00072***
c.esc#c.xlab	-0.00028*	-0.00063***	-0.000378**	-0.00064***	-0.00059***
Categ. ocup. = 2, Empl	-0.108***	-0.151***	-0.0395	-0.131***	-0.180***
Categ. ocup. = 3, CPCp	-0.356***	-0.485***	-0.444***	-0.382***	-0.487***
Categ. ocup. = 4, Patr	0.128***	-0.0158	0.0579	-0.00661	-0.112**
Categ. ocup. = 5, HogFm	-0.423***	-0.385***	-0.360***	-0.390***	-0.369***
Sexo = 2, M	-0.148***	-0.164***	-0.215***	-0.212***	-0.181***
Area = 2, Rur	-0.238***	-0.224***	-0.255***	-0.403***	-0.267***
Depto. = 2, LP	0.00655	-0.0148	-0.0214	0.145**	0.0644
Depto. = 3, Cba	0.143***	0.0842*	0.153***	0.261***	0.0480
Depto. = 4, Oru	-0.163***	0.00643	0.116*	0.256***	-0.139**
Depto. = 5, Pot	-0.318***	-0.282***	-0.0966	0.135	-0.175***
Depto. = 6, Tar	0.114***	0.256***	0.430***	0.290***	0.140***
Depto. = 7, SC	0.231***	0.141***	0.336***	0.233***	0.177***
Depto. = 8, Ben	0.207***	-0.0229	0.230***	0.318***	0.231***
Depto. = 9, Pan	0.403***	0.409***	0.337***	0.540***	0.361***
Lengua mat. = 2, Qch	-0.0104	-0.0905**	-0.132***	0.0495	-0.0661*
Lengua mat. = 3, Aym	-0.164***	-0.217***	-0.0838**	-0.204***	-0.0870***
Lengua mat. = 4, OtNat	0.320**	0.0116	0.280**	0.348***	-0.0573
Constant	0.969***	0.984***	0.867***	1.197***	1.055***
Observations	12,911	12,351	14,330	7,855	13,921

Standard errors in parentheses  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015

**Resultados Modelo de Regresión por Cuantiles (Cuartil 3)**

VARIABLES	2004 lnw	2005 lnw	2006 lnw	2007 lnw	2008 lnw	2009 lnw
lnw						
Escolaridad	0.128***	0.126***	0.129***	0.114***	0.109***	0.0879***
Exper. lab.	0.0509***	0.0569***	0.0603***	0.0551***	0.0568***	0.0445***
c.xlab#c.xlab	-0.00059***	-0.00067***	-0.00065***	-0.00065***	-0.00076***	-0.00058***
c.esc#c.xlab	-0.00094***	-0.000848**	-0.00124***	-0.00102***	-0.00072***	-0.00056**
Categ. ocup. = 2, Empl	0.245***	0.0913	0.397***	0.113***	-0.0538	-0.121**
Categ. ocup. = 3, CPCp	0.00875	-0.161***	-0.0287	-0.201***	-0.147**	-0.277***
Categ. ocup. = 4, Patr	0.579***	0.516***	0.683***	0.557***	0.202**	0.214***
Categ. ocup. = 5, HogFm	-0.254***	-0.268***	0.0819	-0.0893	-0.309***	-0.419***
Sexo = 2, M	-0.0780**	-0.134***	-0.255***	-0.0487	-0.170***	-0.0435
Area = 2, Rur	-0.213***	-0.455***	0.0832	-0.0865*	-0.0941**	-0.137***
Depto. = 2, LP	0.179***	-0.0296	-0.0715	0.0856	-0.0108	-0.0940
Depto. = 3, Cba	0.136**	0.0228	0.110	0.162**	0.0114	0.0510
Depto. = 4, Oru	0.293***	0.139	-0.272***	0.125*	0.0801	-0.204**
Depto. = 5, Pot	0.159**	-0.0815	-0.147	0.0318	-0.202**	-0.203**
Depto. = 6, Tar	0.222***	0.0693	-0.00653	0.160**	0.0479	0.115
Depto. = 7, SC	0.342***	0.276***	0.0975	0.202***	0.180*	0.185**
Depto. = 8, Ben	0.327***	0.252**	-0.0701	0.249***	0.181	0.235**
Depto. = 9, Pan	0.411***	0.486***	0.603***	0.452***	0.517***	0.388**
Lengua mat. = 2, Qch	-0.0215	-0.0632	-0.136*	0.0291	0.0848*	-0.0185
Lengua mat. = 3, Aym	-0.175***	-0.183***	-0.313***	-0.208***	-0.0572	-0.245***
Lengua mat. = 4, OtNat	0.147	0.0991	0.283	0.294	0.155	0.424***
Constant	0.349***	0.276*	0.305***	0.458***	0.773***	1.239***
Observations	13,372	5,502	5,851	6,089	5,460	5,813

Standard errors in parentheses

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

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

VARIABLES	2011 lnw	2012 lnw	2013 lnw	2014 lnw	2015 lnw
lnw					
Escolaridad	0.0688***	0.0789***	0.0711***	0.0412***	0.0674***
Exper. lab.	0.0371***	0.0502***	0.0520***	0.0394***	0.0422***
c.xlab#c.xlab	-0.00049***	-0.00067***	-0.00076***	-0.0006***	-0.00059***
c.esc#c.xlab	-7.64e-05	-0.0006***	-0.000391**	-0.000146	-0.000281*
Categ. ocup. = 2, Empl	-0.00125	-0.0572*	-0.0193	0.0257	-0.0449
Categ. ocup. = 3, CPCp	-0.144***	-0.219***	-0.263***	-0.162***	-0.229***
Categ. ocup. = 4, Patr	0.335***	0.175***	0.336***	0.283***	0.208***
Categ. ocup. = 5, HogFm	-0.373***	-0.410***	-0.314***	-0.422***	-0.245***
Sexo = 2, M	-0.0920***	-0.101***	-0.178***	-0.122***	-0.135***
Area = 2, Rur	-0.135***	-0.118***	-0.137***	-0.299***	-0.163***
Depto. = 2, LP	0.196***	0.0934*	0.0127	0.0997	0.131***
Depto. = 3, Cba	0.237***	0.132***	0.0923**	0.112	0.0271
Depto. = 4, Oru	-0.00446	0.208***	0.112*	0.122	-0.0458
Depto. = 5, Pot	-0.0334	0.0599	0.0736	0.157*	-0.117**
Depto. = 6, Tar	0.240***	0.240***	0.326***	0.192***	0.141***
Depto. = 7, SC	0.295***	0.195***	0.277***	0.139**	0.176***
Depto. = 8, Ben	0.275***	0.0994	0.222***	0.251***	0.228***
Depto. = 9, Pan	0.505***	0.332***	0.346***	0.441***	0.417***
Lengua mat. = 2, Qch	0.0289	-0.0854**	-0.0320	0.0545	-0.0339
Lengua mat. = 3, Aym	-0.205***	-0.201***	-0.0939**	-0.143**	-0.108***
Lengua mat. = 4, OtNat	0.534***	0.0772	0.0393	0.254*	-0.144
Constant	1.198***	1.196***	1.177***	1.647***	1.373***
Observations	12,911	12,351	14,330	7,855	13,921

Standard errors in parentheses

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

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares 2004-2015

*Economía coyuntural, Revista de temas de coyuntura y perspectivas, vol. 2, núm 4, pp. 1 – 44.*