

1-1-2007

Análisis de las diferencias en el ingreso de los asalariados en Bogotá desde la perspectiva de la teoría del capital humano y el entorno macroeconómico entre 1984 y 2004

Ivan Dario Atehortua Rojas
Universidad de La Salle, Bogotá

Follow this and additional works at: <https://ciencia.lasalle.edu.co/economia>

Citación recomendada

Atehortua Rojas, I. D. (2007). Análisis de las diferencias en el ingreso de los asalariados en Bogotá desde la perspectiva de la teoría del capital humano y el entorno macroeconómico entre 1984 y 2004. Retrieved from <https://ciencia.lasalle.edu.co/economia/453>

This Trabajo de grado - Pregrado is brought to you for free and open access by the Facultad de Economía, Empresa y Desarrollo Sostenible - FEEDS at Ciencia Unisalle. It has been accepted for inclusion in Economía by an authorized administrator of Ciencia Unisalle. For more information, please contact ciencia@lasalle.edu.co.

**ANÁLISIS DE LAS DIFERENCIAS EN EL INGRESO DE LOS
ASALARIADOS EN BOGOTÁ DESDE LA PERSPECTIVA DE LA
TEORÍA DEL CAPITAL HUMANO Y EL ENTORNO
MACROECONÓMICO ENTRE 1984 Y 2004**

IVAN DARIO ATEHORTUA ROJAS

DIRECTOR: CARLOS MEZA

TRABAJO PARA OPTAR AL TITULO DE ECONOMISTA

UNIVERSIDAD DE LA SALLE

FACULTAD DE ECONOMÍA

2007

NOTA DE ACEPTACIÓN

Firma del Jurado

Firma del Jurado

Agradezco a mi familia que me ha apoyado en todas mis decisiones tomadas, a mi director Carlos Meza por la ayuda en la investigación y demás profesores y personas cercanas sin las que no se hubiese podido desarrollar este proyecto

ANÁLISIS DE LAS DIFERENCIAS EN EL INGRESO DE LOS ASALARIADOS EN BOGOTÁ DESDE LA PERSPECTIVA DE LA TEORÍA DEL CAPITAL HUMANO Y EL ENTORNO MACROECONÓMICO ENTRE 1984 Y 2004

RESUMEN

Con la presente investigación, se quiere dar respuesta a la pregunta ¿cómo ha sido la evolución de la tasa de retorno de la educación para Bogotá entre 1984 y 2004 y cómo esta responde a condiciones de coyuntura económica? Para ello, se estiman los retornos a la educación para los asalariados bogotanos entre 1984 y 2004 por medio de funciones de ingreso tipo Mincer; posteriormente, se estudia la relación de los retornos a la educación con la tasa de desempleo, la disminución en el crecimiento de la inflación que se presentó durante los noventa y la implementación de la apertura económica. Lo anterior se realiza utilizando un análisis de cointegración. Se concluye que en el largo plazo existe una relación positiva entre los retornos a la educación y la tasa de desempleo y que entre los retornos a la educación y el crecimiento de la inflación existe una relación inversa. Adicionalmente, se concluye que luego de la implementación de la apertura económica, los retornos a la educación de los asalariados en Bogotá aumentaron.

Palabras Clave: Economía Laboral, Retornos a la Educación, Cointegración, Capital Humano.

Clasificación JEL: I21 J24 O54

**ANALYSIS OF INCOME DIFFERENCIES OF WAGE TO WORKERS
IN BOGOTA FROM THE HUMAN CAPITAL THEORY
PERSPECTIVE AND THE MACROECONOMIC ENVIRONMENT
BETWEEN 1984 AND 2004**

ABSTRACT

With this research I would like to answer the question how has being the evolution of the education's return rate of Bogotá between 1984 and 2004 and how does it answer to economic juncture conditions? For that the returns to education are estimated to the Bogotan wage earners between 1984 and 2004 through income functions based on Mincer; subsequently, the relation between the education returns and the unemployment rate is studied, the inflation decrease that happened during the nineties and the economic opening are also studied. For this fact is used a cointegration analysis; it concludes that there is a long term positive relation between the education return and the unemployment rate and there is an inverse relation with the inflation growth. Furthermore it concludes that after the economic opening, the education returns of Bogotan wage earners have been raised.

KEYWORDS: Labour economy, Education Returns, Cointegration, Human Capital.

JEL CLASIFICACION: I21 J24 O54

TABLA DE CONTENIDO

Introducción.....	6
1 Antecedentes	8
2 Marco teórico	13
2.1 Teoría del capital humano	13
2.2 Incentivos para aumentar los años de educación.....	16
2.3 Medición de los retornos a la educación a partir de la teoría de mincer.....	18
2.4 El entorno macroeconómico	22
2.4.1 La apertura económica y los retornos a la educación.....	22
2.4.2 La tasa de desempleo y los retornos a la educación	23
2.4.3 La inflación y los retornos a la educación	25
3 Aspectos metodológicos	27
3.1 Descripción y depuración de la base de datos	27
3.2 Metodología de medición	28
3.2.1 Estimación del modelo de mincer	28
3.2.2 Diferencias en los retornos a la educación según nivel educativo	31
3.2.3 Relación entre los retornos a la educación y la macroeconomía.....	32
4 Resultados y hechos estilizados	38
4.1 Medición de los retornos a la educación y la experiencia	38
4.1.1 Medición de los retornos a la educación	38
4.1.2 Medición de los retornos a la experiencia.....	42
4.2 Medición de los retornos a la educación según nivel educativo.....	45
4.3 Relación entre los retornos a la educación y las variables macroeconómicas de coyuntura.....	48
Conclusiones	54
Rerencias consultadas.....	57
Anexos.....	60

INDICE DE TABLAS

Tabla 4.1: Prueba F para estacionalidad de los retornos a la educación	40
Tabla 4.2: Test de cointegración de Johansen para mujeres	50
Tabla 4.3: Test de cointegración de Johansen para mujeres	50
Tabla 4.4: Estimación del modelo 4.4 para hombres	51
Tabla 4.5 Estimación del modelo 4.4 para hombres	52
Tabla A1: Prueba de raíz unitaria para los retornos a la educación de hombres.....	60
Tabla A2: Prueba de raíz unitaria para los retornos a la educación de mujeres.....	60
Tabla A3: Prueba de raíz unitaria para la tasa de desempleo.....	60
Tabla A4: Prueba de raíz unitaria para el crecimiento del IPC a 12 meses.....	60
Tabla A5: Prueba de cointegración de Johansen para hombres.....	61
Tabla A6: Número de rezagos del modelo de cointegración para hombres.....	61
Tabla A7: Prueba de cointegración de Johansen para mujeres.....	62
Tabla A8: Número de rezagos del modelo de cointegración para mujeres.....	62

INDICE DE GRÁFICAS

gráfica 2.1: Perfiles de ingresos de una persona que no ingresa a la universidad y otra que si	16
gráfica 4.1: Retornos a la educación por sexo.....	39
gráfica 4.2: Componente Tendencia-Ciclo de los retornos a la educación	40
gráfica 4.3: Retornos a la experiencia por sexo con EX=0	42
gráfica 4.4: Componente Tendencia-Ciclo de los	43
gráfica 4.5: Componente Tendencia-Ciclo para hombres y mujeres calculado con la experiencia promedio por sexo.....	45
gráfica 4.6: Retornos a la educación según nivel educativo para hombres y mujeres (1984–2004).....	46
gráfica 4.7: Retornos a la educación secundaria por sexo.....	47
gráfica 4.8: Retornos a la educación secundaria por sexo.....	48

INTRODUCCIÓN

El por qué se dan diferencias en los ingresos de las personas, es uno de los aspectos más estudiados en la teoría del capital humano; estudiar si dichas diferencias se dan por capacidades y cualidades propias de las personas o si existe discriminación de algún tipo que hace que los ingresos de un grupo de personas sea más alto que el de otros, puede ayudar a comprender y a propiciar políticas en aspectos tan fundamentales como la distribución del ingreso.

Para medir el efecto que tiene un aumento en el capital humano de un trabajador sobre su ingreso y dar una posible solución al porque de las diferencias en los ingresos, Mincer (1974), propuso una metodología que permite estimar la relación entre los ingresos de una persona y sus años de educación y de experiencia laboral adquirida; más exactamente se estima cuanto es el aumento porcentual de los ingresos del trabajador cuando este aumenta un año de educación o de experiencia. Esta metodología es explicada a fondo en la sección 2.3 y es la que se utiliza en el presente trabajo para estimar los retornos a la educación en Bogotá.

En múltiples investigaciones realizadas en el país se ha utilizado la propuesta metodológica de Mincer para estimar los retornos a la educación y plantear hipótesis que puedan explicar la evolución de los retornos en el tiempo; se han estudiado aspectos como las diferencias en los retornos a la educación por sexo, o si en algunas ciudades del país es más rentable estudiar que en otras; sin embargo, dichas investigaciones en su mayoría se han centrado en teorías microeconómicas que buscan cuantificar la utilidad que reciben los individuos al invertir en educación, pero no se han interrogado en la relación que pueda existir entre la evolución de los retornos a la educación y la macroeconomía del país.

Entre los antecedentes investigados, solo Castellar et al (2004) intentaron encontrar una relación entre los retornos a la educación y la macroeconomía. Ellos encontraron que existe una correlación entre los retornos a la educación y variables macroeconómicas como la inflación y la tasa de desempleo para el área metropolitana de Cali; sin embargo los autores para llegar a esta conclusión, plantearon un modelo de regresión por mínimos cuadrados entre los retornos a la educación y las variables macroeconómicas, lo cual es una metodología no aplicable en

series de tiempo no estacionarias como las que ellos estudiaron, pues se tiene alta probabilidad de obtener regresiones espurias.¹

Después de analizar abundante literatura para encontrar la explicación del cambio de los retornos a la educación en la macroeconomía, se encontró que estos podían ser explicados por la tasa de desempleo, la inflación y la apertura económica que se dio durante los años noventa como se expone más adelante. La medición de los retornos a la educación en este trabajo, se realiza sólo para asalariados bogotanos, pues incluir otras ciudades en el análisis, no tendría en cuenta la heterogeneidad que se puede dar entre ciudades, como lo explica Bernat (2005) y que no es el objetivo de esta investigación.

El resultado más importante de esta investigación, es encontrar la relación existente entre los retornos a la educación y las variables macroeconómicas. Debido a que tanto las variables macroeconómicas como los retornos a la educación, no resultaron estacionarias, se utilizaron métodos de cointegración para modelar cómo se comportan los retornos a la educación en función de la tasa de desempleo, la inflación y la apertura económica; la explicación de por qué se pueden dar estas relaciones, se expone a fondo en la sección 2.4 y se muestran resultados totalmente compatibles con las explicaciones en la sección 4.3

Esta investigación se divide en cuatro capítulos y algunas conclusiones relevantes; en el primer capítulo, se hace una revisión a las investigaciones realizadas en el país sobre el tema de retornos a la educación. El segundo capítulo, que corresponde al marco teórico, expone las teorías del capital humano más importantes y hace un desarrollo formal para encontrar la relación existente entre los retornos a la educación y las variables macroeconómicas. En el tercer capítulo, se expone la metodología utilizada para modelar los retornos a la educación y el desarrollo de cointegración que permite ver la relación de los retornos a la educación con la macroeconomía. El cuarto capítulo presenta los resultados econométricos y se analizan en detalle. Posteriormente, se presentan las conclusiones importantes, finalizando este documento con la bibliografía utilizada y algunos anexos de interés.

¹ Una explicación de porque se puede caer en una regresión espuria, se encuentra en Peña (2005: 530)

1 ANTECEDENTES

En el país se han realizado varios estudios que se relacionan con los retornos a la educación, sin embargo estos se han basado en aspectos específicos muy diferentes como lo son la discriminación, la diferencia en los ingresos de acuerdo a la profesión o diferencias sociales; Al estudiar la tasa de retorno a la educación en función de variables macroeconómicas, esta el de Castellar et al (2004), aunque este se realizó para el área metropolitana de Cali y presenta algunos problemas de estimación que se discuten más adelante.

Los siguientes son algunos de los estudios realizados para la ciudad de Bogotá o para Colombia que se relacionan de una manera cercana a este trabajo de investigación:

En relación a la inversión en educación superior se encuentra el trabajo de Rodríguez (2004), en el que se estudia como ha cambiado la inversión en educación superior en la década de los noventa. El estudio asegura que a principios de dicha década, se invertía cerca de 0.3% del PIB en educación superior y a finales de ese decenio se invertía 2% del PIB, cifra que ha venido creciendo hasta el periodo actual. (Rodríguez, 2004).

En este estudio se llegó a la conclusión que dicho incremento de los recursos a la educación superior, no se debe a que se estén empleando políticas de apoyo a la educación superior exclusivamente. El incremento de los recursos que se destinan a la educación superior se ha venido registrando porque se han aumentado los recursos para el mejoramiento de la educación en general, esto se puede mostrar si se tiene en cuenta que para la educación superior durante los años noventa siempre se destinó entre el 22 y 23% de los recursos totales que se invirtieron en educación (Rodríguez, 2004).

En la medición de los retornos en educación a nivel nacional se encuentra la investigación de Casas et al, (2002). En esta investigación se estudiaron los retornos a la educación a nivel nacional, este trabajo se centró en estudiar el sesgo de habilidad, es decir las características propias de cada individuo que lo hacen diferenciarse en el ámbito social como lo es la educación de los padres o la habilidad individual que consiste en las capacidades que diferencian a una persona de otra así tengan la misma educación o experiencia. Con este trabajo en el que se utilizó la encuesta SER realizada en 1988, y en la que se incluían variables como la habilidad de los trabajadores la cual fue medida por medio de un test, se concluyó que el sesgo de habilidad es una variable explicativa importante en las diferencias de ingresos en Colombia

y en Bogotá; además se dijo que los retornos a la educación de personas que tienen padres sin educación superior son de 10.7%, mientras que quienes tienen padres con educación superior tienen retornos a la educación de 15.2%

Otro estudio sobre los retornos a la educación es el de Castellar et al (2004) en el que se midió la tasa de retorno a la educación para la ciudad de Cali, con este trabajo se verificó mediante un análisis econométrico que en la ciudad de Cali, la tasa de retorno a la educación es estacionaria y que esta depende en gran medida tanto de la tasa de desempleo del periodo como de la tasa de inflación; por esta razón la investigación concluye que las políticas de reducción de la inflación, y el aumento del desempleo han hecho que las clases más pobres sean las más afectadas por el desempleo; (Castellar, Uribe, 2004a). La investigación de Castellar et al, después de estimar los retornos a la educación por ecuaciones mincerianas para el área metropolitana de Cali entre 1988 y 2000, plantea una regresión lineal por mínimos cuadrados en que los retornos a la educación están en función de la tasa de desempleo y el PIB, sin embargo ninguna de estas series son estacionarias como lo plantea el autor, por lo que una estimación por mínimos cuadrados puede presentar relaciones espurias entre las variables.

Una investigación que estudia como han sido los cambios en la estructura del hogar en Colombia para el último cuarto del siglo XX es la de Sánchez et al (2002). Para evaluar el cambio en dicha estructura, se utilizó el análisis de cohorte, en el que se divide la población según el año en el que hallan nacido. En este estudio se dividió la población en cohortes de cinco años y se estudiaron variables de la estructura del hogar como lo son la edad de la cabeza de hogar, los años de educación de los integrantes del hogar, y se estudió como ha cambiado la tasa de retorno a la educación de acuerdo a las diferentes cohortes. Con este trabajo se logró comprobar que en los últimos años se ha incrementado el nivel educativo tanto para hombres como mujeres. Además se comprobó que en Colombia las personas que se gradúan de la universidad tienen retornos a la educación mucho más altos a los que tienen los estudiantes universitarios, o los bachilleres.

Tenjo et al (2005), realizaron una investigación para medir las diferencias salariales ocasionadas por género en seis países de América Latina: (Argentina, Brasil, Colombia, Costa Rica, Honduras y Uruguay), durante las décadas de 1980 y 1990; con esta investigación se midió la discriminación ocasionada por el sexo de las personas, por medio de ecuaciones mincerianas y la descomposición de Oaxaca entre otros modelos econométricos; con esta

investigación se llegó a la conclusión que casi todos los países presentan diferencias salariales a favor de los hombres, excepto Colombia y Argentina en 1998 y Honduras durante todos los años, aunque Honduras presenta la tasa de participación laboral femenina más baja de todo el periodo; También se concluyó que las diferencias en los ingresos laborales por hora, han tendido a decrecer, sin embargo las diferencias en ingresos no laborales se han acrecentado

Luisa Fernanda Bernat en 2005 realiza otra investigación sobre los retornos a la educación en la que se intenta estudiar si existen diferencias en el ingreso producidas por características discriminatorias, además, se estudia si existen diferencias en los retornos a la educación entre las siete principales ciudades del país. El trabajo utiliza ecuaciones mincerianas para medir los retornos a la educación en el país, además se utiliza la descomposición de Oaxaca para medir la discriminación entre géneros. Esta investigación se realiza para el periodo comprendido entre 2000 y 2003, y en ella se concluye que en este periodo los retornos a la educación de las mujeres asalariadas fueron 2.2% más altos que los de los hombres asalariados, aunque en ciudades como Barranquilla, Bucaramanga y Manizales la diferencia superó el 3%. Se llegó a la conclusión que en el periodo de estudio, los retornos a la educación para los hombres fueron en promedio de 13% mientras que para las mujeres fueron de 15% (Bernat; 2005:86).

En cuanto a los trabajadores no asalariados, el trabajo de Bernat concluye que los retornos a la educación fueron en promedio 0.49% más altos para los hombres (Bernat; 2005:87). En los retornos a la experiencia se encontró que estos son decrecientes durante el periodo de estudio y que fueron un 1.04% más altos para los hombres asalariados que para las mujeres asalariadas, esta diferencia permanece casi igual para los no asalariados que llega al 1.06%. (Bernat; 2005:87). Al realizar la descomposición de Oaxaca para medir las diferencias en los ingresos por sexo, se encontró que dichas diferencias son pequeñas en Manizales Bogotá y Medellín, mientras que en Barranquilla y Bucaramanga el diferencial de ingresos de Oaxaca oscila en el 26%. (Bernat; 2005:93)

Entre los documentos más recientes presentados, se encuentra el de Forero et al (2006). Este documento se centra en estimar la tasa de retorno a la educación para los asalariados bogotanos en los años de 1997 y 2003 por medio de la encuesta de calidad de vida. Para realizar la medición de los retornos a la educación, se utilizan ecuaciones mincerianas con la corrección de sesgo de selectividad de Heckman. En este documento, se llega a la conclusión que los retornos a la educación disminuyeron de 15.9% a 13.8% de 1997 a 2003. Según los autores,

esta disminución en los retornos a la educación se debe a la crisis económica sufrida a finales de los noventa, pues al aumentarse el desempleo en Bogotá de 10.6% en 1997 a 14.9% en 2003, se pudo disminuir el poder de negociación de los trabajadores bogotanos, disminuyendo sus salarios (Forero et al; 2006:15).

En el documento de Forero et al, también se argumenta que la disminución en los retornos a la educación, se pudo deber a que los avances en educación superior, disminuyeran las ventajas comparativas de quienes estaban educados en este periodo, por esta razón se plantea en el documento que la mayor oferta de mano de obra calificada sumada a la crisis económica impidió remunerar mejor a los trabajadores más calificados. (Forero et al: 2006; 15). Forero et al, finalmente encuentran que se ha disminuido el beneficio marginal de trabajar una hora adicional, lo que se atribuye a las reformas laborales de los últimos años (Forero et al; 2006:16)

En 2002 Chávez et al escriben un documento en el que se mide la tasa de retornos a la educación para Colombia en los años de 1991, 1999 y 2000. En este caso, se utiliza la encuesta de hogares para los años mencionados anteriormente, además para la medición de los retornos a la educación, se utiliza la ecuación de Mincer con la corrección de selectividad de Heckman; también se utilizan funciones Spline que permiten comparar los retornos a la educación según nivel educativo. En este documento, se encuentra que en 1991 el recibir un título universitario o de educación secundaria aumenta significativamente los ingresos de los hombres, situación que no sucede con las mujeres. En 1999 por otro lado, recibir estos títulos es mucho más importante que al comienzo de los noventa y en este caso los premios salariales por recibir un título, se incrementan en los dos sexos, aunque en el caso de títulos universitarios, el incremento es mucho más importante para los hombres.

Una conclusión importante de este documento, es que en el año 2000, los retornos a la educación disminuyen, por lo que los autores plantean que cuando se mejora el acceso a la educación y se califica la mano de obra, la tasa de retorno a la educación tiende a decrecer.

Para finalizar el recorrido por los documentos que han estudiado los retornos a la educación en Colombia, se puede mencionar el de Zarate (2003), en el que se utiliza la regresión cuantílica para modelar los retornos a la educación en Colombia; en este caso a diferencia de los demás trabajos, es posible medir las diferencias en los retornos a la educación dependiendo del nivel

de ingresos de los asalariados. Este trabajo se realizó con la encuesta continua de hogares, de los meses de septiembre entre 1990 y 2000; en este documento se llega a que aunque los retornos a la educación en todos los niveles de ingresos tuvieron un comportamiento paralelo en los años noventa, los retornos a la educación siempre fueron más altos en los cuantiles de ingreso más altos, es decir, las personas con mayores ingresos son quienes presentan mayores retornos a la educación.

En el documento anterior, también se expone que los retornos más volátiles se encuentran en los niveles de ingreso intermedios, mientras que en los ingresos muy altos o muy bajos los retornos a la educación no varían mucho de un año a otro.

En general, aunque los retornos a la educación han sido ampliamente estudiados en Colombia en los últimos años, no se ha investigado a fondo sobre las consecuencias que pueda traer un cambio en las variables macroeconómicas sobre los retornos a la educación; es por eso que esta investigación tratará de responder a la pregunta: ¿Cómo ha sido la evolución de la tasa de retorno de la educación para Bogotá entre 1984 y 2004 y cómo ésta responde a condiciones de coyuntura económica?

2 MARCO TEÓRICO

2.1 TEORÍA DEL CAPITAL HUMANO

El mercado laboral es uno de los mercados económicos en el que es más difícil comprender y predecir el comportamiento de los agentes. Esto debido a que a diferencia del mercado de dinero o del de bienes y servicios, el mercado laboral está constituido por personas quienes mantienen cambiando sus características y su relación frente a otros agentes del mismo mercado. El mercado laboral, mantiene por tanto, una tendencia muy dinámica, la cual hace que las conclusiones que se hagan hoy, tal vez no puedan ser aplicadas de nuevo en un periodo futuro, así este futuro sea cercano.

Para entender mejor el comportamiento del mercado del trabajo, se han creado diversas teorías. La teoría del capital humano, es una de estas herramientas que permite estudiar el mercado laboral. Esta teoría se denomina así, debido a que explica muchos de los sucesos que se dan en el mercado del trabajo en las diferencias de capital humano que poseen los trabajadores entre sí y en el cambio en el tiempo de este capital.

El capital humano, se puede definir como cualquier actividad que mejore la productividad del trabajo; en este sentido el capital humano está constituido por la cualificación, los conocimientos y la experiencia que generan renta y que están plasmados en el individuo. (McConnell; 1997:285) De acuerdo a esta definición, los gastos en salud, migración y búsqueda de trabajo entre otros, también forman parte de la inversión en capital humano, pues los trabajadores pueden ser más productivos si mejoran su salud física y mental o si se desplazan a otro lugar para encontrar trabajos más adecuados con sus capacidades. (McConnell; 1997:90)

Entender en qué consiste la inversión en capital humano, es importante para efectos de esta investigación, pues es en esta teoría en la que se basan los resultados aquí mostrados y sin la cual la metodología propuesta no tendría una sustentación más que empírica.

Para entender la importancia de la teoría del capital humano, es interesante notar que según la teoría económica tradicional, la producción depende de la cantidad de tierra, trabajo y capital; sin embargo, en esta visión no se tiene en cuenta el efecto del proceso productivo en la productividad del trabajador; Becker (1975:18). Cuando se tienen en cuenta los cambios que se

dan en el proceso productivo a través del tiempo y el cambio que dicho proceso productivo ocasiona en el entrenamiento del trabajador, se deben reformular las teorías sobre el crecimiento productivo, pues esto ocasiona que los trabajadores manejen más eficientemente la maquinaria, y desarrollen nuevas técnicas las cuales les permitan realizar el trabajo en un tiempo más rápido (Becker; 1975).

Como se puede ver, no tener en cuenta la inversión en capital humano, deja sin explicación aspectos trascendentales, como por qué muchas empresas se vuelven más productivas a través del tiempo, sin aumentar ninguno de sus factores productivos; aún más importante para efectos de comprender esta investigación, la teoría del capital humano permite establecer las razones por las que algunas personas son más eficientes que otras en el mercado laboral por medio de las capacidades adquiridas, y por qué los trabajadores tienen incentivos para sobresalir y mejorar estas capacidades.

Según Shultz (1985), existen dos clases básicas de capacidades humanas: las capacidades innatas y las capacidades adquiridas. Las capacidades innatas son, como su nombre lo indica, las capacidades con las que nace una persona y que están condicionadas por los genes de cada individuo; aunque existe una gran cantidad de diferencias en las capacidades innatas, es posible suponer que en una población grande, las capacidades innatas se distribuyen semejante a las de la población de un país vecino, por lo que Shultz plantea que las diferencias de la calidad humana entre las poblaciones de dichos dos países no depende de las capacidades innatas, sino de las capacidades adquiridas (Shultz; 1985).

Según esta hipótesis en la que las diferencias entre la población se determinan por las capacidades adquiridas, existirá una razón para que todas las personas traten de sobresalir y mejorar su capital humano (Shultz; 1985).

El capital humano adquirido se puede presentar en una gran variedad de formas; variables como el cuidado que los padres invierten en los hijos son determinantes en el mejoramiento del capital humano; los progresos en la situación económica del país brindan mejoras en las oportunidades laborales de los individuos para adquirir experiencia y generan incentivos para mejorar el capital humano de los individuos (Shultz; 1985).

Existe gran variedad de teorías que involucran el capital humano, algunas de ellas se configuran dentro de los llamados modelos de capital Humano Heterogéneo. El modelo de grupos no competitivos por ejemplo, plantea que las relaciones entre escolaridad e ingresos son muy irregulares dependiendo de la economía y del periodo de tiempo en el que se den dichas relaciones; en este modelo se plantea que los ingresos de una persona que se desempeña en un campo laboral determinado, no necesariamente aumentará sus ingresos si aumenta sus años de educación, sino que el aumento de estos ingresos dependerá de la elasticidad de la demanda de trabajo de esta ocupación con respecto a otras variables como la tecnología o la situación económica (Wills; 1991: 711-712). Este modelo supone la igualdad de oportunidades como igual acceso a la educación por lo que no es apto para Colombia, pues por ejemplo el acceso a la educación superior es muy desigual en los diferentes estratos.

Un aspecto importante cuando se estudia el capital humano, es la discriminación; Samuelson (2002, p. 224-226) define la discriminación estadística como la discriminación existente cuando los individuos son tratados en función del grupo al que pertenecen; la discriminación racial o la discriminación que se produce por provenir de diferentes universidades hacen parte de esta discriminación; según Samuelson (Ibíd.), las discriminaciones estadísticas raciales, por sexo o por etnia son las más perjudiciales, ya que en este caso, todas las personas que pertenecen a un grupo de éstos serán tratadas como este grupo es percibido por el mercado; Samuelson plantea que el grupo más numeroso que hace parte de la discriminación estadística, es el de las mujeres (Samuelson, 2002:226).

Uno de los objetivos centrales de esta investigación es estudiar el crecimiento de la tasa de retorno a la educación que según el modelo de Mincer, expuesto en la sección 2.3, se puede ver como el crecimiento porcentual en los ingresos cuando se aumenta un año de educación; sin embargo para lograr una buena medición de estos es importante tener en cuenta la discriminación por sexo, pues como lo plantea Samuelson, el sexo puede ser de importancia en la medición de los retornos a la educación.

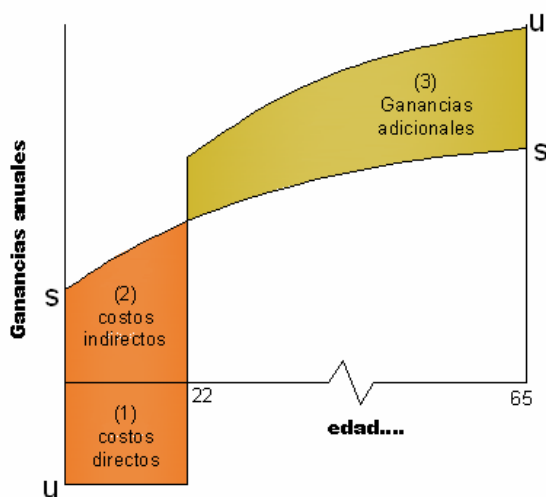
La discriminación por sexo ha cambiado sustancialmente en nuestro país en los últimos años, y la inclusión de la mujer en el mercado laboral ha sido decisiva, por lo que es importante estudiar a fondo las diferencias de ingresos entre hombres y mujeres.

2.2 INCENTIVOS PARA AUMENTAR LOS AÑOS DE EDUCACIÓN

Para que esta investigación tenga un sentido económico importante, es necesario entender qué situaciones hacen que las personas se motiven a aumentar sus años de estudio. Un modelo sencillo pero que permite estudiar algunas de las razones por las que una persona decide aumentar sus años de estudio lo expone McConell, (McConell; 1997:92) el cual se explica a continuación:

Supóngase que se tienen dos personas que terminan la secundaria a los dieciocho años y deben tomar la decisión de ingresar o no a la universidad. La Gráfica 2.1 expone los perfiles de una persona que decide ingresar a la universidad y otra que no. Por un lado la curva S-S muestra la utilidad de una persona que ingresa al mercado laboral inmediatamente después de haber terminado su educación secundaria, en este caso comenzará a recibir ingresos que se incrementan, pero con rendimientos marginales decrecientes, esto se debe a que a medida que pasen los años la persona adquirirá experiencia por lo cual aumentará su salario pero cada vez la experiencia adquirida le aportará menos a su productividad, por lo que se explican los rendimientos marginales decrecientes.

Gráfica 2.1: Perfiles de ingresos de una persona que no ingresa a la universidad y otra que si



Fuente: McConell, (1997: 92)

El segundo perfil que va de U a U es el de una persona que al contrario del trabajador anterior opta por ingresar a la universidad después de salir de la educación secundaria; en lugar de comenzar a recibir dinero ingresando al mercado laboral, el hecho de ingresar a la universidad hace que se incurra en dos tipos de costos (McConell; 1997:92):

En primer lugar el individuo adquirirá unos costos directos los cuales se presentan en el valor de la matrícula, y los gastos de diario en los que incurre la persona para realizar sus labores académicas, sin incluir alimentación ni alojamiento, pues estos son costos que se deben asumir así la persona no estudie; en segundo lugar, están los costos indirectos o costos de oportunidad. Este tipo de costos son los costos en los que incurre un trabajador al no ingresar inmediatamente al mercado laboral y comenzar a recibir un salario de inmediato. Con esta descripción se podría pensar que una persona decidirá ingresar a la universidad siempre que las ganancias adicionales (área 3 de la Gráfica 2.1) sean superiores a los costos directos y los costos indirectos (áreas 1 y 2 de la Gráfica 2.1)

El caso anterior aunque sencillo, puede servir para explicar situaciones como por ejemplo que los colombianos no tengan tantos incentivos para invertir en educación de postgrado: si un individuo termina la universidad y desea realizar una maestría, los beneficios por estar laborando serían de por sí ya altos y deberían ser recompensados luego de salir de la maestría, lo que además se vuelve menos rentable si se tiene en cuenta que los años de vida de un individuo se toman constantes, esto implica que si se estudia más tiempo se debe laborar por menos tiempo; en este caso también se ve la importancia de los costos de oportunidad, los cuales en algunos casos son más altos que los costos directos de ingresar a la universidad.

De un modelo sencillo como el anterior se llegan a conclusiones importantes de porque para un individuo será rentable aumentar sus años de estudio, en este caso se puede ver que será rentable aumentar sus años de estudio si:

- El individuo labora durante un mayor periodo de tiempo: esto se da debido a que al aumentar el número de años laborados, se reciben ganancias adicionales durante un número mayor de años.
- Existen costos directos bajos: Si existen precios bajos de educación y facilidades de pago las personas estarán interesadas en aumentar sus años de estudio.

- Existen altas diferencias en los ingresos según el nivel educativo, es decir si al comparar los salarios de un individuo con alta educación, y el de uno con baja educación, la diferencia es amplia. En el gráfico 2.1, se puede ver como el desplazamiento de la curva U hacia arriba.

2.3 MEDICIÓN DE LOS RETORNOS A LA EDUCACIÓN A PARTIR DE LA TEORÍA DE MINCER

Para tener una buena medida de los retornos a la educación se estimó un modelo econométrico de la forma MINCER que se expone a continuación. Este modelo ha demostrado ajustarse a los países de Latinoamérica y ha sido utilizado en gran cantidad de estudios como el de Castellar y Uribe 2004, Aguilar y Dredsner 2000, Isaza 2003, entre otros.

La educación es uno de los principales determinantes de las diferencias en los ingresos producidos tanto al interior como al exterior de un país, por lo que Mincer plantea una función con la que se pueden medir los ingresos de las personas a través de su capital humano:

Según la teoría del capital humano, Mincer (1974) supone que los ingresos de una persona pueden expresarse inicialmente como una función de su educación y su experiencia (Wills; 1991:677). Así se puede escribir:

$$(2.1) \quad y = f(edu)g(ex)$$

Donde y es el ingreso de una persona, edu son sus años de estudio y ex los de experiencia.

Se supone que un individuo que ingresa al colegio en $t = 0$ tiene una educación edu_0 , además la razón de crecimiento de la educación en el tiempo se supone constante, es decir, la derivada de la educación con respecto al tiempo es proporcional en una constante ρ a la educación que el individuo posee en un momento t ; formalmente:

$$(2.2) \quad \frac{d(edu)}{dt} = \rho * edu$$

La anterior es una ecuación diferencial de variables separables por lo que separando las variables e integrando tenemos:

$$(2.3) \frac{d(edu)}{dt} = \rho * edu \Rightarrow \frac{d(edu)}{edu} = \rho dt \Rightarrow \int \frac{d(edu)}{edu} = \int \rho dt \Rightarrow \ln(edu) = \rho t + c$$

Con c una constante; aplicando exponencial a (3.3):

$$(2.4) edu = e^{\rho t + c} \Rightarrow edu = Ae^{\rho t} \text{ donde } A = e^c$$

Como por hipótesis cuando $t = 0$; $edu = edu_0$ entonces:

$$(2.5) edu_0 = Ae^0 = A \text{ luego:}$$

(2.6) $edu = edu_0 e^{\rho t}$, por lo tanto en el momento $t = x_1$ al finalizar el estudio se tiene:

$$(2.7) edu = edu_0 e^{\rho x_1}$$

Donde edu representa la educación total en el periodo x_1 , edu_0 es una constante que representa la educación del individuo antes de ingresar a la escuela, ρ la tasa de crecimiento de la educación y x_1 los años de estudio que lleva el individuo.

Por otro lado si se toma la razón de crecimiento de la experiencia como en el caso anterior, una constante por la experiencia en el periodo t llegamos a:

$$(2.8) \frac{d(ex)}{dt} = \rho * ex \Rightarrow ex = Ae^{\rho t}$$

Un individuo que ingrese al mercado laboral en un periodo $t = 0$ después de salir de la escuela, tendrá una experiencia EX_0 adquirida durante su periodo escolar reflejada por ejemplo en el mejoramiento de relaciones personales, es decir $A = EX_0$; además, el individuo invertirá una parte de su capacidad para obtener ingresos en aprender cosas y volverse más productivo, es decir en aumentar su capital humano (que denotado por k), la otra parte la utilizará para obtener ingresos; también se supone que la capacidad invertida en mejoramiento de capital humano

disminuye linealmente durante los años laborales del trabajador (denotados por n), desde una inversión inicial en capital humano k_0 hasta llegar a cero; (Wills;1991: 682).

Luego, en un periodo x la experiencia que se adquiere es $k_0 - k_0 x/n$ (Como se puede ver si $x = 0$ se obtiene k_0 y si $x = n$ entonces $k = 0$); así que la experiencia se puede escribir como:

$$(2.9) \quad EX(x) = EX_0 e^{\rho \int_0^x (k_0 - \frac{k_0}{n}t) dt}$$

La integral se sustenta en el hecho que la experiencia adquirida se va acumulando durante la vida del trabajador pero como ya se había expuesto, el trabajador cada vez dedica menos esfuerzo a incrementarla; resolviendo la integral se llega a:

$$(2.10) \quad \int_0^x \left(k_0 - \frac{k_0}{n}t \right) dt = k_0 t - \frac{k_0}{2n} t^2 \Big|_0^x = k_0 x - \frac{k_0}{2n} x^2$$

Por lo tanto se puede escribir (2.9) como:

$$(2.11) \quad EX(x) = EX_0 e^{\rho \left(k_0 x - \frac{k_0}{2n} x^2 \right)}; \text{ Llamando } x = x_2: \quad EX(x_2) = EX_0 e^{\rho k_0 x_2 - \rho \frac{k_0}{2n} x_2^2}$$

En esta ecuación EX_0 representa la experiencia inicial del individuo al ingresar a trabajar, k_0 y $k_0/2n$ son constantes, y x representa los años laborados hasta el momento por parte del trabajador. En un momento $t = x$ que denominaremos x_2 para no confundir con x_1 de la ecuación (2.7).

Reemplazando (2.7) y (2.11) en (2.1) se obtiene:

$y = f(edu)g(ex)$; luego

$$(2.12) \quad y = \left(edu_0 e^{\rho x_1} \right) \left(EX_0 e^{\rho k_0 x_2 - \rho \frac{k_0}{2n} x_2^2} \right); \text{ aplicando logaritmos:}$$

$$(2.13) \quad \ln(y) = \ln(edu_0) + \rho x_1 + \ln(EX_0) + \rho k_0 x_2 - \rho \frac{k_0}{2n} x_2^2$$

Como x_1 representa los años de educación, la llamaremos EDU y como x_2 representa los años de experiencia la llamaremos EX ; además haciendo $\beta_0 = \ln(edu_0) + \ln(ex_0)$, $\beta_1 = \rho k_0$, $\beta_2 = -\rho k_0 / 2n$ y $\beta_3 = \rho$, se puede escribir (2.13) como:

$$(2.14) \quad \ln(y) = \beta_0 + \beta_1 EX + \beta_2 EX^2 + \beta_3 EDU + \mu$$

En (2.14), la cual servirá para estimar los retornos a la educación, $\ln(y)$ representa el logaritmo natural del nivel de ingresos por hora, EX los años de experiencia y EDU los años de educación de la persona, además μ representa el termino del error aleatorio no explicado por el modelo; la función $g(ex)$ es una parábola creciente durante gran parte de la vida del individuo, es decir el máximo se debe alcanzar en una edad avanzada, además esta función es cóncava hacia abajo, pues la experiencia presenta rendimientos marginales decrecientes, por lo que $g''(ex) < 0$, luego para cumplir estas condiciones $\beta_1 > 0$ y $\beta_2 < 0$. La función $f(edu)$ no puede modelarse como una parábola, pues no se ha demostrado que la educación presente rendimientos marginales crecientes o decrecientes, por lo que solo se tomará la parte lineal de la ecuación como se demostró anteriormente.

Como en la encuesta nacional de hogares no existe información sobre los años de experiencia de las personas, ésta se calculó mediante la edad menos los años de educación menos seis, que corresponde a la edad en que un niño ingresa al colegio. Esta medida es llamada experiencia potencial, la cual puede ser criticada principalmente por tres motivos: Primero, se asume que los individuos ingresan al mercado laboral inmediatamente terminan su educación, lo cual no es necesariamente cierto. Segundo, se supone que no hay periodos de desempleo o inactividad, y finalmente no asume la posibilidad de trabajar y estudiar al mismo tiempo. (Bernat; 2005: 83)

En el modelo (2.14) el intercepto β_0 corresponde al logaritmo del ingreso base que ganarían las personas si no tuviesen ningún año de educación ni de experiencia.

Para estudiar el significado de β_3 en (2.14), derivamos implícitamente con respecto a EDU , con lo que se obtiene:

$$(2.15) \frac{\partial(\ln(y))}{\partial EDU} = \frac{\partial(\beta_0 + \beta_1 EX + \beta_2 EX^2 + \beta_3 EDU + \mu)}{\partial EDU}$$

$$(2.16) = \frac{1}{y} \frac{\partial y}{\partial EDU} = \beta_3 \Rightarrow \frac{\partial y / y}{\partial EDU} = \beta_3 \Rightarrow \frac{\Delta \% y}{\Delta EDU} = \beta_3$$

Luego, β_3 se puede interpretar como el cambio porcentual en los ingresos, cuando la educación aumenta en un año de estudio. Si se realiza el mismo procedimiento para la experiencia, al derivar (2.14) implícitamente con respecto a la experiencia, se obtiene:

$$(2.17) \Rightarrow \frac{\partial y / y}{\partial EX} = \beta_1 + 2\beta_2 EX \Rightarrow \frac{\Delta \% y}{\Delta EX} = \beta_1 + 2\beta_2 EX$$

En la ecuación (2.17) se puede observar que el cambio porcentual en los ingresos, cuando aumenta un año de experiencia, no es una constante como en el caso de la educación, por esta razón, se deben asignar valores a la experiencia para realizar el análisis del cambio de los retornos a la experiencia en el tiempo.

2.4 EL ENTORNO MACROECONÓMICO

Una vez analizados los retornos a la educación y su cambio durante la época de estudio, es necesario conocer si estos dependen de variables macroeconómicas de coyuntura, objetivo central del estudio. Para estudiar la relación entre los retornos a la educación y las variables macroeconómicas y luego de estudiar diversa literatura, se llegó a la conclusión que las variables macroeconómicas que pueden influir de una manera más importante sobre los retornos a la educación, son la tasa de desempleo, la inflación y la implementación de la apertura económica, como se explica a continuación.

2.4.1 *La apertura económica y los retornos a la educación*

En febrero de 1990, a seis meses de concluir su mandato y debido a la presión del Banco Mundial quien condicionó la discusión de nuevos créditos hasta que se creara un programa de liberación de importaciones y una reestructuración de la industria, el presidente Virgilio Barco anunció una estrategia de apertura económica a mediano plazo. (Lora, Crane; 1991:106). Ya en el gobierno del presidente Gaviria, el 29 de Octubre de 1990 el Conpes aprueba el programa de apertura económica para el resto del periodo presidencial y posteriormente el Consejo Directivo

de Comercio Exterior decidió el desmonte de la regulación cuantitativa de las importaciones como mecanismo de protección a la producción nacional en Noviembre de 1990. (Garay; 1991:55).

En este contexto, comienza el proceso de apertura económica, con el cual se buscaba eliminar el proteccionismo a la industria colombiana para modernizarla y hacerla más competitiva; Echevarria planteaba por ejemplo mantener una tasa de cambio en niveles bajos para aumentar las importaciones y materia prima para luego exportar productos terminados (Echevarria; 1990:69).

En materia de políticas de comercio exterior, estas se enfocaron con base en el fomento del libre comercio de mercancías, servicios y tecnología, libertad a la competencia y la iniciativa privada, con lo que se pretendió impulsar la modernización, la eficiencia y el apoyo a los procesos de integración internacional (Lora; 1991:14).

Para lograr metas como la anterior y que los productos nacionales pudiesen competir en igualdad de condiciones con los extranjeros, las empresas nacionales debían ser más competitivas y sus factores más productivos. Ésta es una apreciación importante y de gran influencia sobre los retornos a la educación, pues al verse las empresas nacionales en la necesidad de hacer sus factores más productivos, entre ellos el trabajo, debieron comenzar a contratar personas con mas años de educación, por lo que al aumentar la demanda por trabajadores con más años de estudio es posible que el salario de éstas aumentara con relación al salario de las personas con pocos años de estudio.

Se puede entonces pensar que la apertura económica tuvo un efecto directo sobre los retornos a la educación por lo que estos debieron haberse incrementado a partir de 1991 en parte debido al proceso de apertura económica, situación que se contrastará más adelante.

2.4.2 La tasa de desempleo y los retornos a la educación

La tasa de desempleo se define según el DANE como la relación porcentual de personas que están buscando trabajo frente al número de personas que integran la fuerza laboral (población económicamente activa).

Para entender la relación entre el desempleo y la tasa de retornos a la educación, es necesario diferenciar entre desempleo voluntario e involuntario. El desempleo voluntario, según

Samuelson (1988:251), se da cuando una persona (desempleada) está dispuesta a trabajar solo si se aumenta el salario vigente en el mercado.

Hasta la década de los treinta no se consideraba el desempleo involuntario, sólo fue con Keynes, en su teoría general de la ocupación, el interés y el dinero (1936) que se analizó el desempleo involuntario. Para explicar el concepto de desempleo involuntario, se debe notar que el precio del trabajo no se da como el de otros bienes, en los que los precios suben y bajan hasta igualar la Oferta y la Demanda. Por el contrario en muchos casos las industrias no sindicadas tienden a fijar las escalas salariales y contratar un número predeterminado de trabajadores. Además, en empresas sindicadas los sindicatos no permiten disminuir los salarios a un cierto punto. (Samuelson; 1988:253).

Las condiciones anteriores hacen que en muchos países los salarios sean demasiado elevados y que sean inflexibles, es decir permanecen congelados a un precio demasiado alto que no se puede bajar y no permite vaciar el mercado del trabajo. Cuando se da esta situación los empresarios contratan menos trabajadores de los que están dispuestos a trabajar; esto es lo que expuso Keynes en su teoría general y que se conoce como desempleo involuntario. (Samuelson; 1988:253).

El desempleo involuntario hace que las empresas de alguna manera seleccionen una cantidad determinada de individuos de los que están dispuestos a trabajar, de acuerdo a características como experiencia, cualidades, relaciones personales de los trabajadores con los empresarios y características discriminatorias como la raza o el sexo. (Samuelson; 1988:253).

El desempleo involuntario según la exposición de Samuelson descrita anteriormente, permite crear una brecha para seleccionar los trabajadores más indicados para laborar, por esta razón se puede plantear la siguiente hipótesis: “Existe una relación entre los retornos a la educación y la tasa de desempleo”. Cuando la tasa de desempleo aumenta debido a que aumenta el desempleo involuntario, las empresas podrán elegir mejores trabajadores, por lo que elegirán a los mejor preparados, así que aunque el desempleo involuntario aumente éste no afectará tanto a los trabajadores mejor educados como si lo hará con los que no lo son.

Una condición de desempleo involuntario puede hacer entonces que la demanda por trabajadores menos preparados disminuya más que la demanda por trabajadores con mas

educación, así, los salarios de los trabajadores con pocos años de educación o experiencia pueden disminuir en relación con los salarios de las personas más preparadas, esto se puede ver como un aumento de los retornos a la educación y la experiencia que no necesariamente se da por mejores salarios para los educados sino por peores salarios para los que no lo son. Este hecho plantea la posibilidad que exista una relación directa entre los retornos a la educación y la tasa de desempleo; hipótesis que se verificará más adelante.

2.4.3 La inflación y los retornos a la educación

Uno de los cambios fundamentales que sufrió la economía colombiana durante los últimos años, fue la reducción de la inflación, que pasó de 32.4% en Diciembre de 1990 a 8.8% en Diciembre de 2000,² es decir, la inflación se redujo en 23.6% en diez años; una reducción tan importante en los precios trajo consigo diversas consecuencias en el mercado real.

El cambio en los precios también pudo afectar el mercado laboral, para ver esto, es necesario tener en cuenta que en economía existen dos tipos de salarios: los salarios reales y los nominales, es decir a los que se les deflacta la inflación y los que no. Según Keynes (Keynes; 1936:19) en algunos casos lo que los trabajadores reclaman es un salario nominal y no uno real, pues aunque los trabajadores no permiten una reducción de su salario nominal, el salario real de los trabajadores se puede reducir si los precios de los artículos para asalariados aumentan.

En una época inflacionaria, los salarios nominales de los trabajadores crecen de un año a otro de acuerdo a lo que aumente la inflación, sin embargo, una época en que la inflación comienza a disminuir año tras año como lo sucedido en Colombia durante los noventa, puede crear en los trabajadores un sentimiento en el que sus salarios nominales no crecen como lo venían haciendo, inclusive aunque los salarios reales permanezcan constantes. Desde la perspectiva keynesiana, al ver los trabajadores sus salarios nominales reducidos, puede que muchos de estos opten por diversas estrategias para lograr aumentar sus salarios nominales, teniendo en cuenta que durante los noventa también se dio la apertura económica, se pudo entonces crear un ambiente en el que los trabajadores optaran por aumentar sus años de educación.

² Fuente: Banco de la República

Al aumentar los años de educación de algunos trabajadores, como se argumentó en el desempleo la tasa de retorno a la educación aumentará al tener los empleadores mejores candidatos para ocupar en sus puestos. Desde la perspectiva keynesiana la reducción de la inflación pudo entonces crear un aumento en los retornos a la educación, lo que se verificará más adelante.

Basados en las tesis anteriores, para estudiar la relación entre los retornos a la educación y las variables macroeconómicas, se puede plantear un modelo econométrico en el que los retornos a la educación estén en función de la tasa de desempleo, la inflación y la apertura económica, como se explica en la sección 3.2.3.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 DESCRIPCIÓN Y DEPURACIÓN DE LA BASE DE DATOS

La medición de los retornos a la educación en Bogotá se realizó mediante un análisis econométrico a la encuesta nacional de hogares (ENH) y la encuesta continua de hogares (ECH). Se utilizaron las etapas 43 a 110 de la ENH que corresponden a los periodos comprendidos entre el primer trimestre de 1984 y el cuarto trimestre de 2000, exceptuando las etapas 48 y 107, debido a que la etapa 48 no fue publicada por el DANE y la etapa 107 presenta problemas de digitación en la variable que mide los años de educación estudiados por las personas. Los datos presentados en este documento de las etapas 48 y 107 corresponden a imputaciones, utilizando las otras encuestas.

Como la encuesta continua de hogares, presenta datos mensuales y no trimestrales, se agruparon dichos meses por trimestres y se procedió a realizar el análisis como en la encuesta nacional de hogares, tomando los periodos comprendidos entre el primer trimestre de 2001 y el cuarto trimestre de 2004. De las encuestas mencionadas anteriormente se seleccionaron solo los datos correspondientes a la ciudad de Bogotá, ciudad de interés de la investigación.

Puesto a que en esta investigación solo interesan las personas en edad de trabajar, únicamente se tomaron las personas mayores de 12 años; además, debido a que existe gran variabilidad en los ingresos de las personas no asalariadas (clasificados en las ENH y ECH como trabajadores por cuenta propia y patronos o empleadores), situación que también se da en empleados domésticos y trabajadores familiares sin remuneración, éstas personas también se sacaron de la base.

Para no introducir un sesgo a los modelos de medición de retornos a la educación, ocasionado por el número de horas laboradas por persona, el cual se da porque las personas que trabajan más horas ganan más dinero, se realizaron los cálculos con el salario por hora. Además los salarios se trajeron a valor presente de Diciembre de 2004, con el IPC trimestral para Bogotá, para que los datos fuesen comparables entre periodos.

Como un objetivo central de esta investigación, es medir los retornos a la educación y estudiar su relación con la macroeconomía, se propone estimar un modelo de la forma

$\ln(y) = \beta_0 + \beta_1 EX + \beta_2 EX^2 + \beta_3 EDU + \mu$ como se explicó en la sección 2.3, para esto, es necesario tener datos completos de los ingresos de las personas, sus años de educación y sus años de experiencia, razón por la que una vez estimado el modelo probit (ecuación 3.5), que se explica más adelante, se eliminaron las personas que no presentaron información de sus ingresos o de sus años de estudio, junto con los desempleados, pues estos al no recibir ingresos salariales, tampoco pueden usarse para estimar los retornos a la educación.

Para la medición de los retornos a la educación, se utilizaron los modelos presentados en la sección 3.2, empleando el paquete estadístico SAS v 9.0. e E-Views v 4 para estimar la relación entre los retornos a la educación y las variables macroeconómicas.

3.2 METODOLOGIA DE MEDICIÓN

En esta sección se exponen los modelos econométricos utilizados para la medición de los retornos a la educación y para estudiar la relación de estos con las variables macroeconómicas.

3.2.1 *Estimación del modelo de Mincer*

Como se explicó en la sección 2.3, la medición de los retornos a la educación, se realizará por medio de un modelo tipo Mincer de la forma:

$$(3.1) \quad \ln(y) = \beta_0 + \beta_1 EX + \beta_2 EX^2 + \beta_3 EDU + \mu$$

En la ecuación 3.1, $\ln(y)$ representa el logaritmo natural del ingreso por hora del trabajador, EX y EX^2 sus años de experiencia y de experiencia al cuadrado respectivamente, EDU representa los años de educación del individuo y μ el error aleatorio del modelo. Además $\beta_1 + 2\beta_2$ y β_3 son respectivamente los retornos a la experiencia y a la educación, y representan el aumento porcentual en los ingresos del trabajador cuando se incrementa un año de experiencia o de educación.

Como en la encuesta nacional de hogares, no existe información sobre los años de experiencia de las personas, ésta se calculó mediante la edad menos los años de educación menos seis, que corresponde a la edad en que un niño ingresa al colegio. Esta medida se denomina experiencia potencial, la cual puede ser criticada principalmente por tres motivos: el primero es que asume que los individuos ingresan al mercado laboral inmediatamente terminan su educación, lo cual

no es necesariamente cierto. Además se supone que no hay periodos de desempleo o inactividad y finalmente no asume la posibilidad de trabajar y estudiar al mismo tiempo. (Bernat; 2005: 83)

Para lograr medir las diferencias salariales que se dan en Bogotá entre hombres y mujeres, se realizaron las regresiones por separado para cada sexo, para luego comparar los resultados finales, con esto se puede predecir si las diferencias en el ingreso se dan solo por el capital humano de la población o si aun existe cierto tipo de discriminación por género.

Uno de los problemas que se presenta con mayor frecuencia al calcular la tasa de retorno a la educación, es que al medir el salario de las personas no se puede tomar en cuenta el salario que devengarían los desempleados de acuerdo a sus condiciones de capital humano. Esto hace que la muestra a la que se le aplica la prueba no sea una muestra probabilística, sino que ésta depende de si la persona labora o no. Este problema, llamado sesgo por selección, trae consecuencias similares a las que traería en un modelo la no inclusión de variables explicativas importantes (Heckman; 1979). Para corregir este problema se utiliza la corrección que propone Heckman (1979).

La metodología que propone Heckman para corregir el sesgo por selección consiste en generar una variable que mide la probabilidad de participación en el mercado laboral e incluirla en el modelo. Para generar esta variable se utiliza un modelo probit en el que la variable dependiente es una variable dummy que mide la probabilidad de una persona de participar en el mercado laboral y está en función de variables sociales que influyen en la decisión de participar en este mercado. Una de estas variables exógenas de importancia, es el sexo de las personas. Por esta razón el modelo probit se realizará conjuntamente para los dos sexos, utilizando una variable dummy que toma el valor uno para hombres y cero para mujeres; se tomó el mismo modelo para hombres y mujeres, para que la probabilidad de trabajar refleje las diferencias entre sexos.

Para generar el probit, se tomó como variable endógena, una variable categórica que toma el valor de 1 si la persona trabaja y 0 si no, por tanto las estimaciones de este modelo cercanas a 1 serán las de personas con más alta probabilidad de trabajar. Aunque en los estudios presentados hasta la fecha con relación a medición de retornos a la educación, se utilizan diversas variables explicativas en el modelo probit, ver (Aguilar et al; 2000: 6), (Bernat; 2005: 82), (Forero et al; 2006: 9). En esta investigación se utilizaron específicamente como variables exógenos para el

modelo probit la edad de la persona, el sexo, el nivel educativo, el estado civil y el parentesco familiar con el jefe de hogar; variables que influyen claramente en la participación o no en el mercado laboral.

Como el estado civil, el sexo y el parentesco con el jefe de hogar son variables categóricas, se utilizaron variables dummy para representarlas; Como se dijo antes, para el sexo se utilizó una variable dicotómica que toma el valor 1 para hombres y 0 para mujeres. Además, según las encuestas nacional y continua de hogares, el estado civil en Colombia se clasifica en unión libre, casado, viudo, divorciado y soltero, sin embargo para no incluir tantas variables en el modelo y lograr así un modelo parsimonioso, se agruparon las personas casadas y en unión libre en una variable (EC1 que vale 1 si la persona es casada o en unión libre y 0 en otro caso), los divorciados y viudos en un segundo grupo (EC2 que vale 1 si la persona es viuda o divorciada y 0 en otro caso) y los solteros en otra variable (EC3 que vale 1 si la persona es soltera y 0 si no lo es). Finalmente, para que la matriz de diseño sea de rango completo y el modelo sea estimable, se incluyeron solamente las variables EC1 y EC2, quedando las personas solteras definidas cuando $EC1 = EC2 = 0$.

El parentesco con el jefe de hogar, según las encuestas nacional y continua de hogares, se divide en Jefe de hogar, esposa (esposo) del jefe, hijos solteros, hijos casados, otros parientes, servicio doméstico, hijos del servicio doméstico y pensionistas. Para no incluir variables innecesarias en el modelo y debido a que los parentescos más importantes con el jefe de hogar son que el mismo sea el jefe, que sea esposo (esposa) del jefe o hijo soltero del jefe, la variable jefe de hogar se agrupó en cuatro variables: Jefe (vale 1 si la persona es jefe de hogar y 0 en otro caso), esposa (vale 1 si es la esposa (esposo) del jefe, 0 en otro caso), hijo (vale 1 si la persona es hijo soltero del jefe, 0 en otro caso) y la variable otro que vale 1 si la persona está en otro de los grupos descritos anteriormente. De nuevo para que la matriz diseño sea de rango completo, solo se incluyeron las variables JEFE, ESPOSA e HIJO, dejando la categoría OTRO identificada cuando $JEFE = ESPOSA = HIJO = 0$.

Después de identificadas las variables anteriores, el modelo de probabilidad de participación en el mercado laboral es:

(3.2)

$$P = \alpha_0 + \alpha_1 EDAD + \alpha_2 SEXO + \alpha_3 EDU + \alpha_4 EC1 + \alpha_5 EC2 + \alpha_6 JEFE + \alpha_7 ESPOSA + \alpha_8 HIJO + \eta$$

En el modelo anterior, P representa la probabilidad de estar trabajando y η es el error aleatorio del modelo; las demás variables se toman como se explicó anteriormente.

Utilizando el modelo (3.2), se puede corregir el sesgo de selección en el modelo (2.14) como lo propone Heckman (Heckman; 1979), agregando la variable λ que corresponde a la probabilidad de trabajar de cada persona estimada con el modelo (3.2); con lo que el modelo (2.14) queda como:

$$(3.3) \ln(y) = \beta_0 + \beta_1 EX + \beta_2 EX^2 + \beta_3 EDU + \beta_4 \lambda + \mu$$

El modelo (3.3) será estimado por mínimos cuadrados ordinarios y servirá para estimar los retornos a la educación entre 1984 y 2004 en Bogotá. En este caso, λ corregirá el sesgo de selección, creando estimaciones de los parámetros más realistas.

3.2.2 Diferencias en los retornos a la educación según nivel educativo

El modelo (3.3) permite estimar los retornos a la educación de los asalariados bogotanos, sin embargo este considera que los ingresos se incrementan linealmente en función de los años de estudio, y no tiene en cuenta que los individuos cuando se gradúan de bachiller o profesional obtienen un título que funciona como un premio en los ingresos. Por esta razón, puede ser apropiado realizar estimaciones de los retornos a la educación dependiendo del nivel educativo en que el individuo se encuentre. Para realizar esto, nótese que los años de educación de una persona se pueden escribir como:

$$(3.4) EDU = PRIM + SEC + UNI$$

Donde EDU corresponde a los años de educación total de la persona, $PRIM$ los años de educación primaria, SEC los de secundaria y UNI los de la universidad; así una persona con dos años de universidad, tendrá $PRIM = 5$, $SEC = 6$ y $UNI = 2$. Utilizando esta transformación, se puede escribir el modelo (3.3) como:

$$(3.5) \ln y = \beta_0 + \beta_1 EX + \beta_2 EX^2 + \beta_3 PRIM + \beta_4 SEC + \beta_5 UNI + \beta_6 \lambda + \mu$$

En el modelo (3.5), β_3 representa el cambio porcentual en el ingreso cuando se aumenta un año de educación primaria, β_4 y β_5 representan su equivalente para los niveles de secundaria y universidad.

Una vez estimados los modelos propuestos anteriormente, es necesario analizarlos, sin embargo, como los retornos a la educación y a la experiencia, se estiman entre 1984 y 2004, estos constituyen una variable aleatoria que cambia en el tiempo, obteniendo así las propiedades de una serie de tiempo y teniendo que ser analizados como tal; por esta razón para describir el comportamiento de la serie, se utilizará el filtro X11 para eliminar de la serie la parte no modelable (Componente irregular) y estudiar solo la tendencia de los retornos en el largo plazo y su estacionalidad. Este filtró no se realizará para ver la relación de los retornos a la educación con las variables macroeconómicas, pues en este caso el componente irregular presenta información que puede estar en función de otras variables como queremos ver.

3.2.3 Relación entre los retornos a la educación y la macroeconomía

Luego de desarrollar los modelos de las secciones 3.2.1 y 3.2.2, se habrá cuantificado la tasa de retorno a la educación para Bogotá entre 1984 y 2004; posterior a esto se confrontarán los valores estimados de β_3 en el modelo (3.3), con las variables macroeconómicas de coyuntura para verificar si efectivamente las diferencias en las tasas de retorno a la educación dependen de las variables macroeconómicas.

Para estudiar la relación entre las variables macroeconómicas y los retornos a la educación, se utilizó una variable dummy (denominada *APER*) que toma el valor de cero antes de la apertura económica y 1 después de su implementación (1991 en adelante). Para estudiar la influencia de la inflación sobre los retornos a la educación, se tomó como variable de interés el crecimiento del IPC a 12 meses (que en adelante se notará *IPC12*), para los meses de Marzo, Junio, Septiembre y Diciembre entre 1984 y 2004. Se utilizó esta variable ya que así se puede medir el cambio de la inflación durante el periodo de estudio por trimestres sin tener problemas de estacionalidad que se presentarían si se tomara simplemente el crecimiento trimestral del IPC. Finalmente se utilizó la tasa de desempleo trimestral para Bogotá según los cálculos del DANE, que se denotará TD.

Al realizar la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller para estudiar la estacionariedad³ de las series *IPC12*, *TD* y retornos a la educación, se encontró que ninguna de las tres series es estacionaria como se esperaba, pues la media de las tres series cambia en el tiempo. El hecho que las series no sean estacionarias es crucial en el análisis de un modelo econométrico entre las variables de interés, pues esto conlleva a que dicho modelo no pueda ser estimado MCO.⁴

Debido a que las series *IPC12*, *TD* y retornos a la educación, no resultaron estacionarias, se procedió a diferenciar una vez cada serie y a realizar de nuevo el test de Dickey-Fuller,⁵ con lo que se encontró que las tres series son integradas de orden 1 $I(1)$.⁶ Como las tres series son integradas de orden 1 es plausible correr un modelo econométrico entre las variables por medio de cointegración.

Cuando se tienen dos series de tiempo integradas de orden d , generalmente una combinación lineal de las dos series también lo es, así si en un modelo de regresión $y_t = \beta x_t + e_t$ donde x_t e y_t son integradas de orden 1, es probable que e_t también lo sea; sin embargo en algunos casos puede existir un β tal que la serie $e_t = y_t - \beta x_t$ sea integrada de orden cero, es decir sea estacionaria. Cuando sucede este caso la implicación sería que las dos series crecen a aproximadamente la misma tasa. Dos series que cumplen estas condiciones se dice que están cointegradas y el vector $[1 \quad -\beta]$ o un múltiplo de este es un vector de cointegración. (Greene; 1999:732-733)

³ Según Peña (2005:87) Una serie de tiempo es estacionaria en sentido débil si la media y la varianza son constantes en toda la serie y si la covarianza entre dos observaciones cualquiera de la serie solo depende de su separación.

⁴ Según Peña (2005:530) La inferencia con variables no estacionarias requiere en general distribuciones no estándar, en consecuencia el riesgo de obtener regresiones espurias por la autocorrelación en la perturbación es especialmente importante en este caso.

⁵ En las tablas A1, A2, A3 y A4 del anexo se encuentran las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentada, en niveles y en una diferencia para los retornos a la educación de hombres, mujeres, la tasa de desempleo y el crecimiento del IPC a 12 meses, en todos los casos se concluye que las series son integradas de primer orden.

⁶ Una serie y_t es integrada de orden 1 si esta no es estacionaria, pero la serie $\Delta y = y_t - y_{t-1}$ si lo es. Peña (2005:167)

Cuando dos series de tiempo están cointegradas existe una relación de equilibrio a largo plazo entre ellas tales que las situaciones de desequilibrio son de carácter estacionario y por tanto transitorias, en series cointegradas, es por tanto posible distinguir entre las relaciones de largo y de corto plazo que se dan entre las series, lo que representa una ventaja sobre los modelos de regresión comunes.

Para el caso de dos o más variables, teniendo un vector $Y_t = [y_{1t} \quad y_{2t} \quad \cdots \quad y_{nt}]$, entonces sus componentes están cointegradas de orden d y b denotado por $Y_t \sim CI(d, b)$ si:

- Todos los componentes de Y_t son integrables del mismo orden d
- Existe un vector $\alpha = [\alpha_1 \quad \alpha_2 \quad \cdots \quad \alpha_n]$ no nulo tal que $\alpha' Y_t = z_t \sim I(d - b)$ con $b > 0$.

Cuando se realiza cointegración, se asume que las variables cointegradas son todas endógenas y por tanto lo que se estima es un vector de parámetros llamado vector de cointegración, sin embargo si se tiene un vector de cointegración, un múltiplo escalar de este también lo será, por esta razón lo que se hace generalmente es normalizar el vector dividiendo este entre el coeficiente de la variable de interés.

Para entender el proceso de cointegración, se puede explicar el modelo de retornos a la educación que se realiza en este trabajo.

Si se tiene que la tasa de desempleo (TD), el crecimiento a doce meses del IPC ($IPC12$) y los retornos a la educación estimados en el modelo (3.3) con (β_3) que para este modelo se notará como ($REDU$) (para enfatizar que es una variable y no un parámetro), están integradas, entonces estas crecerán a una tasa constante, luego en el largo plazo existirá una combinación lineal en la que las series están en equilibrio, es decir existirán constantes $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2$ y C tales que en el largo plazo para todo tiempo t se tiene:

$$(3.6) \gamma_0 REDU_{t-1} + \gamma_1 TD_{t-1} + \gamma_2 IPC12_{t-1} = C^7$$

La ecuación (3.6) puede escribirse como:

$$(3.7) \gamma_0 REDU_{t-1} + \gamma_1 TD_{t-1} + \gamma_2 IPC12_{t-1} - C = 0$$

Ahora como las variables $REDU$, TD e $IPC12$ son integradas de orden 1, entonces las variables $\Delta REDU$, ΔTD e $\Delta IPC12$ ⁸ serán estacionarias, por lo que se puede plantear la regresión:

$$(3.8) \Delta REDU_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta REDU_{t-1} + \delta_2 \Delta TD_{t-1} + \delta_3 \Delta IPC12_{t-1} + \xi_t$$

En (3.8) las variables represoras se rezagan un periodo para estudiar la correlación de los retornos con si mismo y para que este modelo que se pueda estimar conjuntamente con el modelo de cointegración (3.7).

Como la apertura económica se modela como una variable dicotómica, la cual no es aleatoria, esta se puede incluir en el modelo (3.8) sin ningún inconveniente; además como el modelo (3.7) es distinto de cero solo cuando las variables no están en equilibrio, este modelo se puede utilizar en (3.8) como una corrección de largo plazo, es decir se puede sustraer de (3.8) el equilibrio a largo plazo para que este modelo solo represente las relaciones de corto plazo, luego (3.8) se puede escribir como:

$$(3.9) \Delta REDU_t = (\delta_0 + \delta_1 \Delta REDU_{t-1} + \delta_2 \Delta TD_{t-1} + \delta_3 \Delta IPC12_{t-1} + \delta_4 APER_t) - [\gamma_0 REDU_{t-1} + \gamma_1 TD_{t-1} + \gamma_2 IPC12_{t-1} - C] + \xi_t$$

En el modelo (3.9) la parte incluida en paréntesis redondos, es la concerniente a las relaciones que explican el comportamiento en el corto plazo del crecimiento de los retornos a la educación, mientras que la parte incluida en paréntesis cuadrados representa la cointegración

⁷ Nótese que se usa t-1 en lugar de t, pero esto es solo con fines prácticos más adelante, sin embargo esto no es un inconveniente pues lo que se está diciendo es que las tres variables están en equilibrio en un periodo específico.

⁸ El símbolo Δ indica que se hace una diferencia, por ejemplo $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$

entre las variables, es decir la relación de largo plazo entre estas, esta parte de la ecuación se conoce en la literatura como vector de corrección del error (VEC) pues solo será distinta de cero cuando las variables se alejan del equilibrio. En el modelo (3.9) el parámetro δ_0 puede considerarse de largo plazo, pues es alrededor de donde se mantiene el proceso estacionario, por esta razón este parámetro puede eliminarse y la constante C contendrá dicho parámetro. Recordando que si un vector es un vector de cointegración, un múltiplo escalar de este también lo será y eliminando δ_0 , es posible escribir (3.9) como:

$$(3.10) \quad \Delta REDU_t = (\delta_1 \Delta REDU_{t-1} + \delta_2 \Delta TD_{t-1} + \delta_3 \Delta IPC12_{t-1} + \delta_4 APER_t) - \gamma_0 \left[REDU_{t-1} + \frac{\gamma_1}{\gamma_0} TD_{t-1} + \frac{\gamma_2}{\gamma_0} IPC12_{t-1} - \frac{C}{\gamma_0} \right] + \xi_t$$

Llamando en (3.10) a γ_0 como λ , $\gamma_1/\gamma_0 = \alpha_1$, $\gamma_2/\gamma_0 = \alpha_2$ y $C/\gamma_0 = \alpha_0$, finalmente se tiene:

$$(3.11) \quad \Delta REDU_t = (\delta_1 \Delta REDU_{t-1} + \delta_2 \Delta TD_{t-1} + \delta_3 \Delta IPC12_{t-1} + \delta_4 APER_t) - \lambda [REDU_{t-1} + \alpha_1 TD_{t-1} + \alpha_2 IPC12_{t-1} - \alpha_0] + \xi_t$$

El modelo (3.11) descompone las relaciones entre las variables en corto y largo plazo, en este λ se denomina velocidad de ajuste y representa que tan rápido las relaciones de corto plazo tienden al equilibrio.

Como la dimensión del vector de cointegración en el modelo (3.11) es tres, es posible que existan más de un vector de cointegración linealmente independientes, de hecho si la dimensión del vector de cointegración es n , pueden existir $n-1$ vectores de cointegración linealmente independientes, lo que puede constituir una dificultad en la interpretación de dicho modelo; además también puede ser que no exista ningún vector de cointegración, con lo que las variables no estarían cointegradas. Para estudiar si las variables están cointegradas y estudiar cuantos vectores de cointegración linealmente independientes existen, se puede realizar el test de Johansen (1988) (Ver Greene; 736:738), el cual plantea como hipótesis nula que hay cero vectores de cointegración, versus la alternativa que hay por lo menos uno, luego plantea como hipótesis nula que hay uno versus la alternativa que hay por lo menos dos y así sucesivamente hasta llegar a la dimensión del vector.

Al realizar la prueba de estacionalidad, se encontró que tanto el *IPC12* como los retornos a la educación para hombres y mujeres no presentan un componente estacional mientras que la tasa de desempleo si lo presenta, razón por la cual se incluyeron 3 variables dicotómicas, para indicar los tres primeros trimestres del año, quedando el cuarto trimestre indicado cuando las otras variables dicotómicas toman el valor cero. Con estas variables se puede disminuir el sesgo producido por la estacionalidad de la tasa de desempleo.

Los modelos de cointegración, como muchos de los procedimientos de series de tiempo, son muy susceptibles a valores atípicos, razón por la cual después de correr el modelo de cointegración, se analizaron los residuales, y los que estuviesen fuera de tres desviaciones estándar, se modelaron con otra variable dicotómica que toma el valor de uno en el periodo atípico y cero en los demás; después de correr el modelo de cointegración una vez, se encontró que el único valor que se salía de esta banda era el correspondiente al segundo trimestre de 1997.

Al finalizar el desarrollo econométrico se podrán comparar los resultados entre hombres y mujeres, y se podrá constatar si las diferencias en el ingreso se dan por razones de capital humano como la educación o la experiencia, o si existen diferencias importantes por género y se estudiará como cambian las tasas de retorno a la educación en función de las variables macroeconómicas de coyuntura.

4 RESULTADOS Y HECHOS ESTILIZADOS

4.1 MEDICIÓN DE LOS RETORNOS A LA EDUCACIÓN Y LA EXPERIENCIA

Después de correr el modelo (3.2):

$$P = \alpha_0 + \alpha_1 EDAD + \alpha_2 SEXO + \alpha_3 EDU + \alpha_4 EC1 + \alpha_5 EC2 + \alpha_6 JEFE + \alpha_7 ESPOSA + \alpha_8 HIJO + \eta$$

Se logró estimar la probabilidad de trabajar para cada persona de Bogotá, variable que se incluyó en el modelo (3.3):

$$(3.3) \ln(y) = \beta_0 + \beta_1 EX + \beta_2 EX^2 + \beta_3 EDU + \beta_4 \lambda + \mu$$

EL objetivo de esta sección es analizar los resultados del modelo (3.3) y estudiar a fondo como fue el comportamiento de los retornos a la educación y la experiencia entre 1984 y 2004.

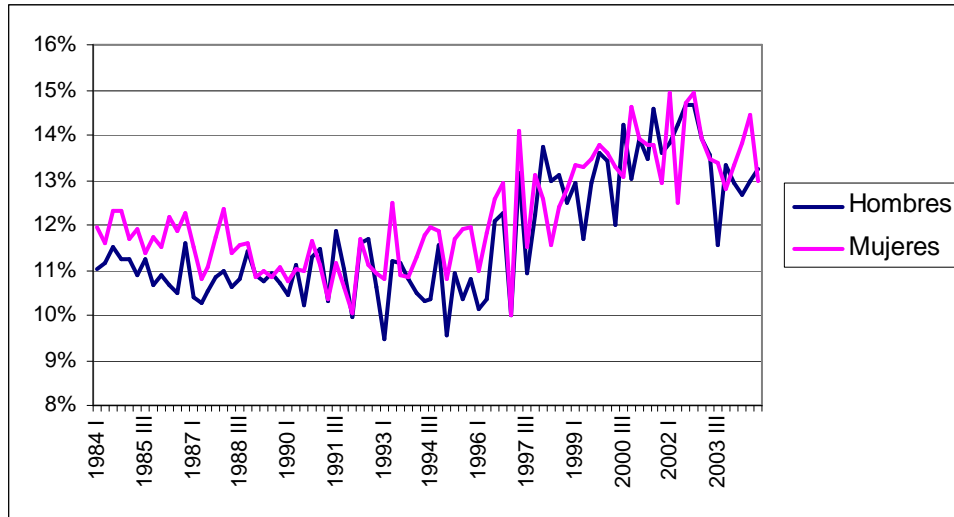
4.1.1 *Medición de los retornos a la educación*

El modelo (3.3) se estimó para todo el periodo de estudio (Primer trimestre de 1984 – Cuarto trimestre de 2004), sin embargo, las estimaciones para el segundo trimestre de 1985 y el primer trimestre de 2000 (etapas 48 y 107 de la ENH) fueron imputados tomando el promedio del año anterior y posterior en el mismo trimestre.

La Gráfica 4.1, muestra la evolución de los retornos a la educación para hombres y mujeres entre 1984 y 2004. Allí se puede ver que los retornos a la educación para hombres y mujeres tienen el mismo comportamiento. También se puede apreciar la tendencia creciente de los retornos a la educación, sin embargo en estas dos series existe una gran variabilidad que no permite visualizar la parte de tendencia ni la estacional, que muestran el comportamiento real de la serie

Gráfica 4.1: Retornos a la educación por sexo

(1984-2004)



Fuente: cálculos propios basado en ENH y ECH

En cuanto a la estacionariedad de las series, se puede apreciar que estas no son estacionarias, pues presentan una tendencia creciente; al realizar el test de Dickey-Fuller aumentado que se encuentra en las tablas A1 y A2 del anexo, se verifica esta hipótesis, sin embargo al realizar una diferencia, se concluye que dicha diferencia es estacionaria, por lo que se puede decir que los retornos a la educación son integrados de primer orden tanto para hombres como para mujeres. El hecho que las series sean integradas de primer orden hace que estas no se puedan analizar en función de las variables macroeconómicas por mínimos cuadrados, sino que se deba hacer por cointegración como se plantea en la metodología.

Para estudiar si la serie de los retornos a la educación tiene un comportamiento estacional, es decir si tienen patrón que se repite en trimestres semejantes de diferentes años, se realizó una prueba F mediante el procedimiento X11, donde se obtuvo que no se rechaza la hipótesis de no estacionalidad al 95% de confianza para los hombres, ni tampoco para las mujeres, lo que indica que no existen diferencias en las mediciones de los retornos a la educación dependiendo del trimestre del año en el que se encuentre.

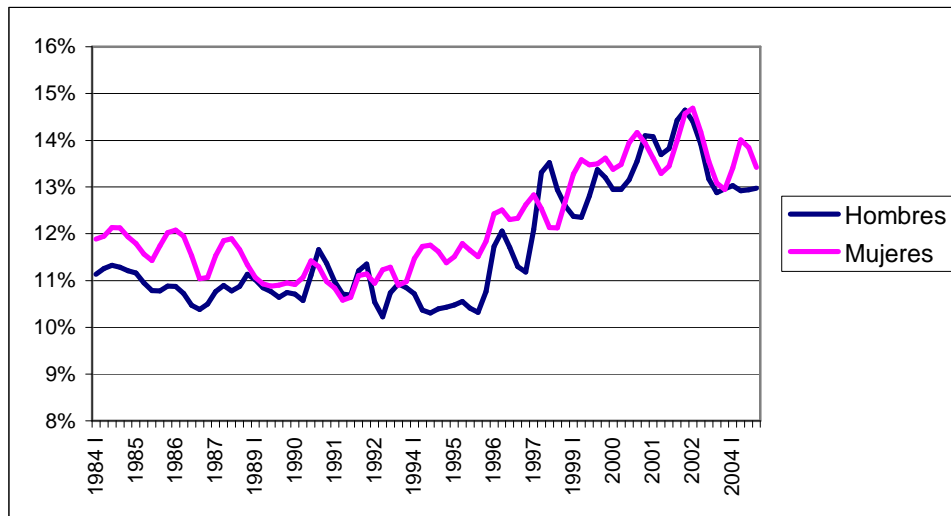
Tabla 4.1: Prueba F para estacionalidad de los retornos a la educación

Hombres					Mujeres				
Causa de Variación	SC	GL	CM	F	Causa de Variación	SC	GL	CM	F
Entre Trimestres	153	3	51.01	2.65 (0.054)	Entre Trimestres	94.41	3	31.47	1.82 (0.1508)
Error	1540	80	19.25		Error	1386	80	17.32	
Total	1693	83			Total	1480	83		

Fuente: cálculos propios con base en las ENH y ECH.

Para estudiar las diferencias en el crecimiento de los retornos a la educación por sexo, se utilizó el componente de tendencia-ciclo hallado con el procedimiento X11, componente que se presenta a continuación:

Gráfica 4.2 Componente Tendencia-Ciclo de los retornos a la educación (1984-2004)



Fuente: cálculos propios con base en las ENH y ECH.

En el gráfico anterior se puede observar que los retornos de la educación en el primer trimestre de 1984 presentan un valor de 11.88% para las mujeres y 11.13% para los hombres. También se puede apreciar un crecimiento durante la década de los noventa en los dos sexos hasta llegar a un máximo en el cuarto trimestre de 2002 con valores de 14.68% para las mujeres y 14.40% para los hombres. Esta época concuerda con la implementación de la apertura económica y su desarrollo, por lo que se podría pensar que el aumento en los retornos a la educación se debió a que al existir mayor competencia, se vio la necesidad de mejorar la calidad de la mano de obra, por lo que se requirieron trabajadores más capacitados. Durante 2003 y 2004, la serie parece

estabilizarse llegando al cuarto trimestre de 2004 a 13.41% para las mujeres y 12.97 % para los hombres.

En el análisis anterior, las mujeres parecen tener un nivel en los retornos a la educación más alto que los hombres; para verificar esta hipótesis, se puede crear una nueva serie que sea la diferencia de los retornos a la educación entre sexos, en este caso la nueva serie es $d_i^{edu} = h_i^{edu} - m_i^{edu}$ $i = 1, \dots, 84$; donde h_i^{edu} y m_i^{edu} son respectivamente los retornos a la educación para hombres y mujeres en el trimestre i .

Luego la hipótesis de igualdad de medias de los retornos a la educación para hombres y mujeres, $H_0 : \mu_h = \mu_m$ vs $H_1 : \mu_h < \mu_m$ equivale a probar $H_0 : \mu_d = 0$ vs $H_1 : \mu_d < 0$, esta hipótesis se puede probar con una prueba t, aunque el nivel de confianza no será el especificado en la prueba, pues las observaciones están correlacionadas entre si.⁹

Al probar la hipótesis de igualdad de medias de la serie Tendencia-Ciclo de los retornos a la educación en Minitab, se obtiene que se rechaza la hipótesis nula con un p-valor = 0.000, en este proceso se obtiene que la diferencia encontrada es de 0.47% y el límite inferior del intervalo de confianza al 95% es 0,37%, lo que muestra que los retornos a la educación durante el periodo de estudio, han sido mayores para las mujeres que para los hombres, aunque dicha diferencia no es muy grande.

Finalmente para probar si las diferencias entre los retornos por sexo han aumentado o disminuido, se creó una variable como la diferencia entre los retornos de las mujeres menos los de los hombres¹⁰ y se realizó una regresión de esta respecto al tiempo, obteniéndose:

$$(4.1) \quad \begin{aligned} dif &= 0.007162 - 0.000056T + e \\ p_val &= (0.000) \quad (0.028) \end{aligned}$$

⁹ El mismo análisis se realizará para los retornos a la experiencia.

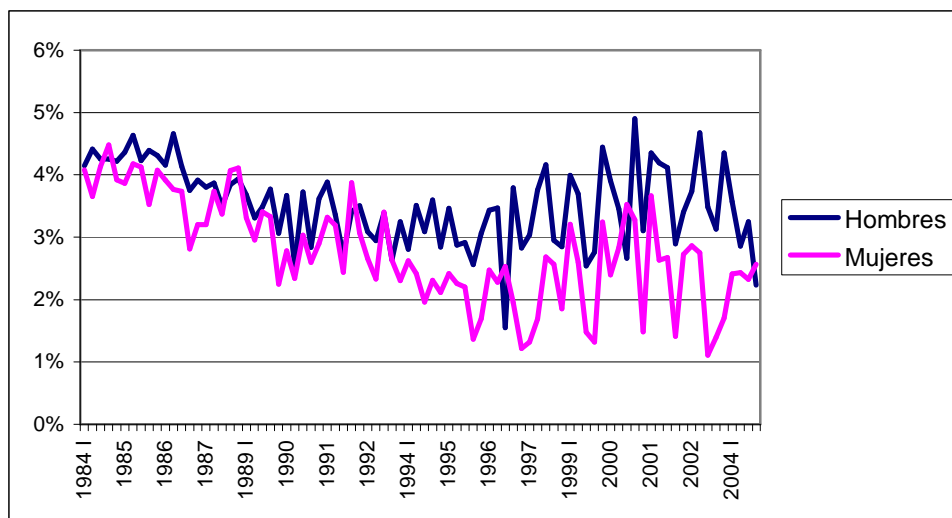
¹⁰ Los retornos de mujeres menos los de hombres pues la prueba t arrojó que los retornos de las mujeres son mayores.

En (4.1) dif corresponde a la diferencia de los retornos de las mujeres menos los de los hombres, T corresponde al trimestre (1,2..84) y e es un error aleatorio, con lo que se obtiene que las diferencias han ido disminuyendo a través del tiempo. En el modelo anterior se debe tener en cuenta que los errores están correlacionados.

4.1.2 *Medición de los retornos a la experiencia*

En cuanto a los retornos a la experiencia, como ya se dijo antes debido a la parte cuadrática del modelo, estos dependen de la experiencia, pues quedan determinados por $\beta_1 + 2\beta_2 EX$, así que para estudiarlos es necesario dar diferentes valores a la experiencia; en un caso inicial, si tomamos $EX = 0$, estaremos hablando de las personas que aún no tienen ningún año de experiencia, en este caso los retornos a la experiencia entre 1984 y 2004 son:

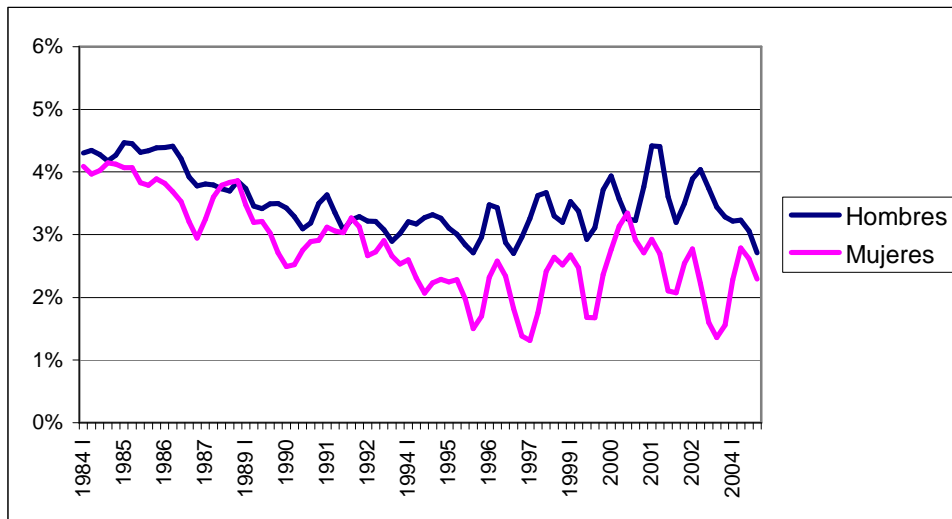
**Gráfica 4.3: Retornos a la experiencia por sexo con EX=0
(1984-2004)**



Fuente: cálculos propios basados en la ENH y ECH (1984 – 2004)

Los retornos a la experiencia como en el caso de los retornos a la educación no muestran un patrón estacional. Para estudiar el comportamiento de la serie anterior, se extrajo el componente Tendencia-Ciclo que se ve en la Gráfica 4.4:

Gráfica 4.4: Componente Tendencia-Ciclo de los Retornos a la experiencia por sexo con EX=0 en (1984-2004)



Fuente: cálculos propios basados en la ENH y ECH (1984 – 2004)

En la Gráfica 4.4, se puede apreciar que los retornos a la experiencia comenzaron en el primer trimestre de 1984 con un valor de 4.30% para los hombres y 4.09% para las mujeres y terminaron en el cuarto periodo de 2004 en un valor de 2.71% para los hombres y 2.29% para las mujeres. A diferencia de los retornos a la educación, los retornos a la experiencia disminuyeron para los dos sexos, reducción que se dio desde el comienzo del periodo de estudio, aproximadamente hasta finales de 1995. También se puede apreciar la diferencia entre los sexos, al aplicar la prueba t para probar la hipótesis nula tal que los retornos a la experiencia no cambian entre sexos, contra la alternativa que los de los hombres son mayores a los de las mujeres, se obtiene que se rechaza la hipótesis nula con un p-valor de 0.000, obteniendo una diferencia promedio de 0.75% a favor de los hombres, lo que indica que en promedio los retornos a la experiencia de los hombres fueron 0.75% más altos que los de las mujeres en el periodo de estudio.

El análisis anterior se realizó cuando $EX = 0$, pero una hipótesis de interés sería probar si las diferencias en los retornos a la experiencia aumentan o disminuyen entre géneros, si aumentan los años de experiencia. En términos matemáticos, sean EX_1 y EX_2 dos años de experiencia diferentes, con $EX_1 > EX_2$, probar que las diferencias de los retornos a la experiencia entre sexos para los dos niveles de experiencia son iguales equivale a probar:

$$(4.2) (\beta_1^h + 2\beta_2^h EX_1) - (\beta_1^m + 2\beta_2^m EX_1) = (\beta_1^h + 2\beta_2^h EX_2) - (\beta_1^m + 2\beta_2^m EX_2)$$

Donde β_i^h ($i=1,2$) corresponde a los coeficientes de la ecuación (3.17) para hombres y β_i^m ($i=1,2$) a los coeficientes para mujeres. Rescribiendo (4.2), y eliminando términos semejantes a ambos lados de la ecuación tenemos:

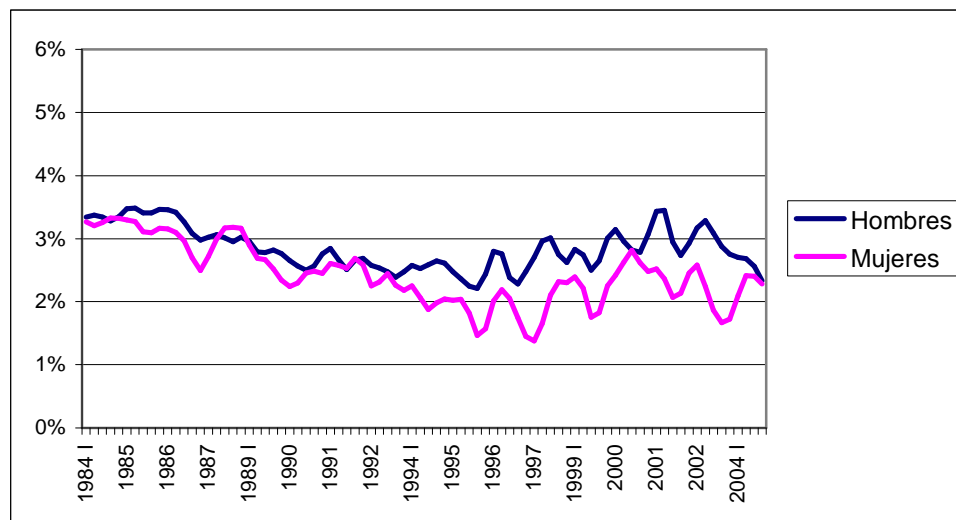
$$(4.3) 2\beta_2^h(EX_1 - EX_2) = 2\beta_2^m(EX_1 - EX_2) \Rightarrow \beta_2^h = \beta_2^m$$

Luego, probar si la diferencia entre géneros de los retornos a la experiencia se incrementan cuando se aumentan los años de experiencia equivale a probar simplemente la igualdad entre los coeficientes β_2 por género. Si los coeficientes β_2 son iguales para hombres y mujeres, las diferencias no se incrementan; si $\beta_2^h > \beta_2^m$ entonces las diferencias se incrementan cuando aumentan los años de experiencia, y sucede lo contrario si $\beta_2^h < \beta_2^m$. Al probar $H_0: \beta_2^h = \beta_2^m$ vs $\beta_2^h \neq \beta_2^m$ en Minitab usando una prueba t, se obtiene que se rechaza la hipótesis nula con un p-valor de 0.000, en este caso se obtuvo un intervalo de confianza del 95% de (-0,000200, -0,000147), Este intervalo muestra que $\beta_2^h < \beta_2^m$, lo cual indica que las diferencias entre sexos tienden a disminuir a medida que se tienen más años de experiencia.

En la medición de los retornos a la experiencia, se debe tener en cuenta que las mujeres se retiran del mercado laboral a una edad más temprana que los hombres, por lo que suponer años de experiencia iguales para los dos sexos, podría generar sesgos de medición; Para corregir dicho sesgo, se calculó la experiencia promedio de cada trimestre para cada sexo y luego se calculó el promedio de todos los trimestres.¹¹ Hecha esta corrección, se obtuvieron los siguientes retornos a la experiencia con la experiencia media de los hombres de 17.28 años y de las mujeres de 15.47 años:

¹¹ Este procedimiento se pudo realizar debido a la homogeneidad de los años de experiencia medios en las encuestas: El coeficiente de variación para los promedios de los hombres es 2.54% y el de las mujeres es 3.11%

Gráfica 4.5: Componente Tendencia-Ciclo para hombres y mujeres calculado con la experiencia promedio por sexo



Fuente: cálculos propios basados en la ENH y ECH (1984 – 2004)

En la Gráfica 4.5 se observa un comportamiento semejante al descrito en los análisis anteriores, con un decaimiento de los retornos a la experiencia, aunque en este caso dicha disminución es menos notoria que solo se da hasta 1995, iniciando en el primer trimestre de 1984 en 3.34% para hombres y 3.26% para las mujeres, y terminando en el cuarto trimestre de 2004 en 2.33% para hombres y 2.27% para mujeres registrándose un cambio de 1.1% en los hombres y 0.99% en las mujeres.

Por otro lado se observa que si se realiza la prueba t, para diferencia entre sexos, se obtiene que se rechaza la hipótesis nula de igualdad de niveles de retornos a la educación por sexo, en favor de la alternativa que los retornos a la experiencia de los hombres son mayores con un p-valor de 0.000 y una estimación de la diferencia de 0.41%, estimación menor a la obtenida tomando los años de experiencia iguales a cero, lo cual indica que una parte de las diferencias calculadas se dan porque las mujeres trabajan hasta una edad más temprana.

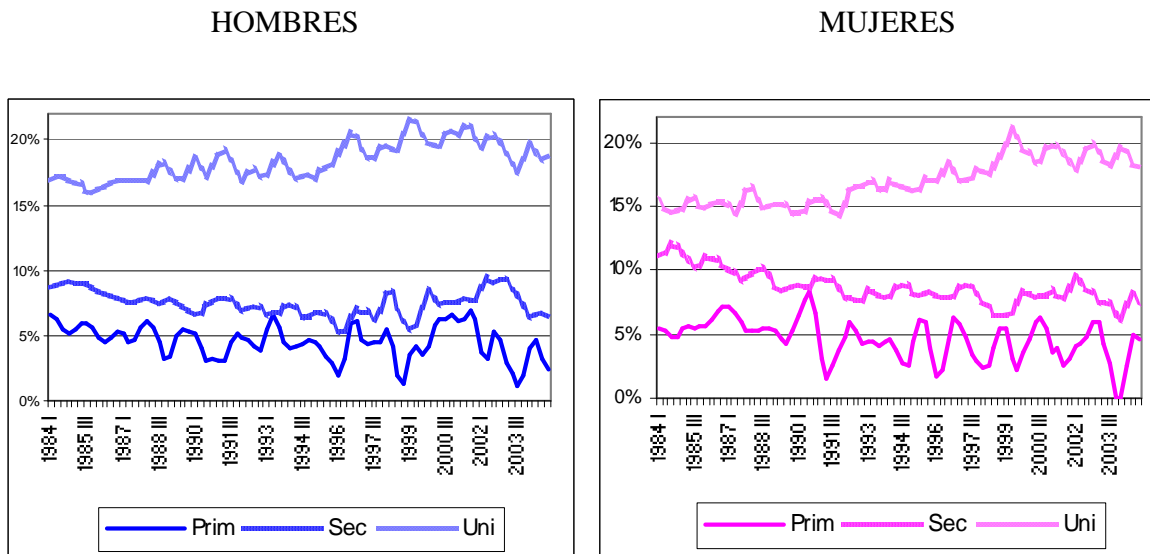
4.2 MEDICIÓN DE LOS RETORNOS A LA EDUCACIÓN SEGÚN NIVEL EDUCATIVO

Para estudiar las diferencias en los retornos a la educación por nivel educativo, se estimó el modelo (3.5) que se estudió en la sección 3.2.2:

$$(3.5) \ln y = \beta_0 + \beta_1 EX + \beta_2 EX^2 + \beta_3 PRIM + \beta_4 SEC + \beta_5 UNI + \beta_6 \lambda + \mu$$

Al estimar el modelo (3.5) por separado para hombres y mujeres, se logra encontrar el cambio porcentual en los ingresos cuando se aumenta un año de educación dependiendo de si dicho año de educación se dio en la primaria, la secundaria o la universidad.

Gráfica 4.6 : Retornos a la educación según nivel educativo para hombres y mujeres (1984–2004)



Fuente: Cálculos propios basado en la ENH y ECH.

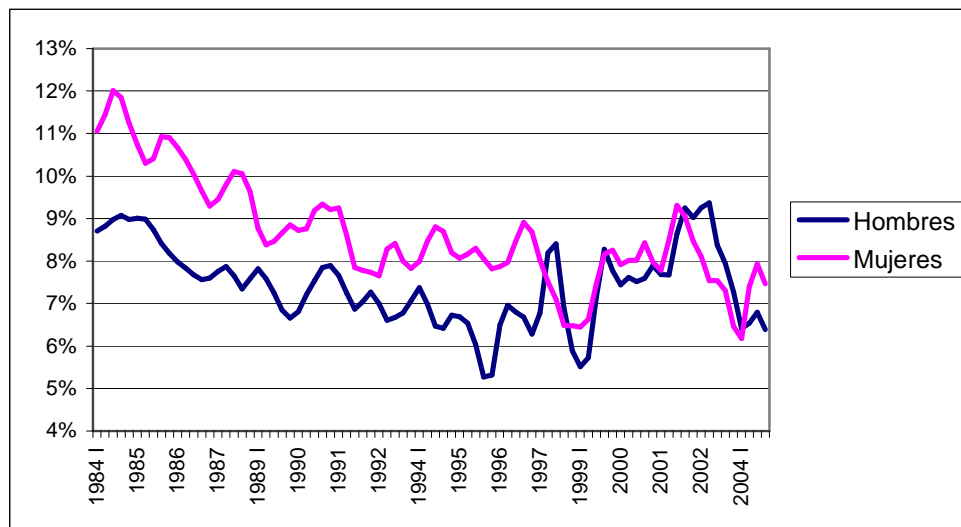
En la Gráfica 4.6, se puede apreciar que los retornos a la educación primaria durante el periodo de estudio, tuvieron un leve decrecimiento, con una pendiente de -0.016 (0.003) para hombres y -0.029 (0.000). También se puede observar que el promedio de los cuatro trimestres del año para los retornos a la educación primaria de los hombres se ubicó en 5.86% en 1984 y terminó en 3.54% en 2004, mientras que para las mujeres fue de 5.07% y 3.05% respectivamente.¹²

En cuanto a los retornos de la educación secundaria, los cuales se aprecian en la Gráfica 4.7, se puede ver una disminución más acelerada en los dos sexos desde 1984 hasta mediados de 1996

¹² El cálculo de la pendiente en todos los casos se hizo mediante una regresión lineal tomando como variable independiente el trimestre del año; t=1,2,..84; los valores entre paréntesis corresponden al p-valor de la pendiente.

donde logra estabilizarse. En los retornos a la educación secundaria también se observa que durante el periodo de disminución, los retornos para la mujer siempre estuvieron por encima de los de los hombres, pero a partir de 1998 los retornos para los dos sexos se comienzan a ubicar en niveles semejantes, así en 1984 el promedio para hombres fue de 8.89% y para las mujeres fue de 11.59% dándose una diferencia entre sexos de 2.70%, mientras que en 2004 el promedio para hombres fue de 6.53% y de 7.24% para las mujeres, lo cual resulta en una diferencia de 0.71%, lo que muestra la disminución de las diferencias donde incluso en 2003, los retornos para los hombres siempre fueron mayores que para las mujeres.

Gráfica 4.7: Retornos a la educación secundaria por sexo

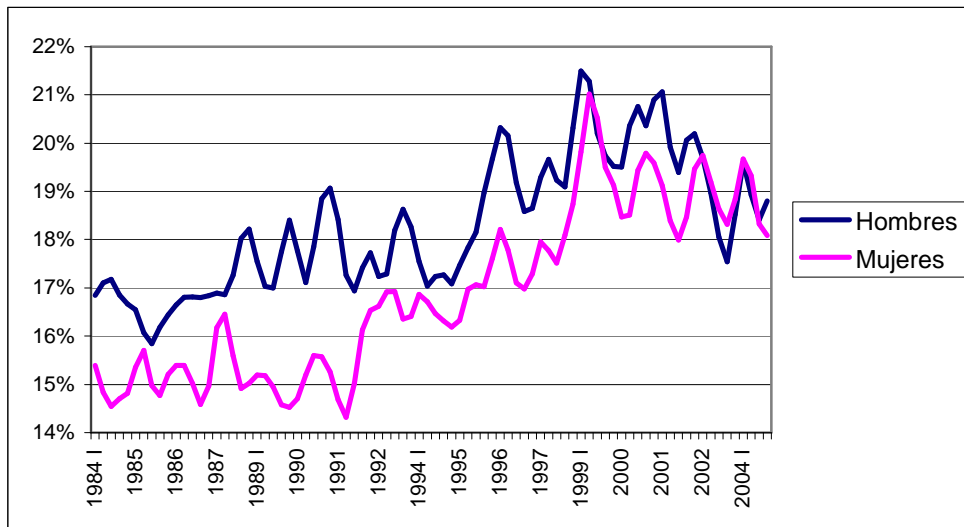


Fuente: Cálculos propios basado en la ENH y ECH.

Los retornos a la educación universitaria que se muestran en la Gráfica 4.8, presentan un comportamiento totalmente diferente a los de la educación secundaria y primaria. Los retornos a la educación superior presentan un comportamiento creciente, que se intensifica desde comienzos de 1990 y llega al máximo a comienzos de 1999.

En la Gráfica 4.8, también se aprecia que los retornos a la educación universitaria fueron mayores para los hombres que para las mujeres desde 1984 hasta finales de la década de los noventa, tiempo a partir del cual se nivelaron.

Gráfica 4.8: Retornos a la educación secundaria por sexo



Fuente: Cálculos propios basado en la ENH y ECH.

En conclusión, el modelo (3.5) permite decir que los retornos a la educación primaria y secundaria disminuyeron durante la época de estudio, mientras que los de la educación superior aumentaron en forma considerable, esto muestra que durante la época de estudio, fue cada vez más rentable poseer títulos universitarios, aumentando la brecha en los salarios de los trabajadores con dichos títulos frente a los que solo poseen educación primaria o bachillerato.

El hecho que cada vez sea más rentable invertir en educación superior, se puede deber en parte a que las empresas más tecnificadas y con la necesidad de entrar a competir con compañías extranjeras durante la época de la apertura debieron comenzar a contratar a personal más calificado por lo que la demanda de estos trabajadores se incrementó aumentando así sus ingresos.

4.3 RELACIÓN ENTRE LOS RETORNOS A LA EDUCACIÓN Y LAS VARIABLES MACROECONÓMICAS DE COYUNTURA

La sección que se presenta a continuación es la más importante en esta investigación, pues aquí se muestran las relaciones encontradas entre los retornos a la educación y las variables macroeconómicas.

Después de estimar el coeficiente β_3 del modelo (3.3) se procedió a estimar el modelo de cointegración desarrollado en (3.11) tanto para hombres como para mujeres incluyendo las variables dicotómicas mencionadas en la metodología:

(4.4)

$$\Delta REDU_t = (\delta_1 \Delta REDU_{t-1} + \delta_2 \Delta TD_{t-1} + \delta_3 \Delta IPC12_{t-1} + \delta_4 APER_t + \delta_5 P_1 + \delta_6 P_2 + \delta_7 P_3 + \delta_8 A) - \lambda [REDU_{t-1} + \alpha_1 TD_{t-1} + \alpha_2 IPC12_{t-1} - \alpha_0] + \xi_t$$

En el modelo (4.4) las variables P_1, P_2 y P_3 son las dicotómicas para indicar el periodo del año, que corrigen problemas de estacionalidad y la variable, A , indica el punto atípico de 1997, sin embargo estas variables no representan importancia en el análisis, pues solo sirven para tener mejores estimaciones por lo que no serán analizadas.

Lo primero que se debe realizar después de saber que las variables $REDU$, TD e $IPC12$ son integradas de orden 1 es realizar el test de cointegración de Johansen. Este test también permite elegir entre cuatro distintos modelos con y sin intercepto y con y sin tendencia; sin embargo al escoger entre los diferentes modelos, por medio de criterios de información como el de razón de verosimilitud, el de Akaike y el de Schwartz, se obtuvo que el mejor modelo es el que no presenta tendencia determinística pero si intercepto; este modelo coincide con el representado en (4.4)¹³.

Después de saber que los vectores están cointegrados, se encontró que sólo era necesario incluir en el modelo un rezago tanto en la parte autoregresiva como en la de corrección del error, esta prueba se puede apreciar en las tablas A6 y A8 del anexo.

Para encontrar la cantidad de vectores de cointegración linealmente independientes en el modelo (4.4) se utiliza los test de cointegración de Johansen de la traza y del máximo valor propio para hombres y mujeres, con lo que se encuentra que en ambos casos existe un único vector de cointegración al 95% de confianza, como se muestra a continuación:

¹³ La prueba para escoger el mejor modelo y la cantidad de vectores de cointegración apropiados se encuentra en las tablas A5 y A7 del anexo

Tabla 4.2: Test de cointegración de Johansen para hombres

Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.376676	56.20810	34.91	41.07
At most 1	0.141242	17.44763	19.96	24.60
At most 2	0.058714	4.961638	9.24	12.97

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.376676	38.76046	22.00	26.81
At most 1	0.141242	12.48600	15.67	20.20
At most 2	0.058714	4.961638	9.24	12.97

Fuente: Cálculos propios en E-Views¹⁴**tabla 4.3: Test de cointegración de Johansen para mujeres**

Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.275709	43.39618	34.91	41.07
At most 1	0.146165	16.94606	19.96	24.60
At most 2	0.047478	3.988618	9.24	12.97

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.275709	26.45013	22.00	26.81
At most 1	0.146165	12.95744	15.67	20.20
At most 2	0.047478	3.988618	9.24	12.97

Fuente: Cálculos propios en E-Views

En los test de cointegración anteriores, se puede observar que al 95% de confianza, solo hay un vector de cointegración, pues se rechaza la hipótesis de que no existe ninguno, pero no se rechaza que hayan más de uno, esto es favorable ya que indica que las variables están cointegradas y además como solo existe un vector de cointegración linealmente independiente, es fácil interpretar el modelo (4.4).

Después de observar que las variables están cointegradas, se estimó en E-Views el modelo (4.4) tanto para hombres como para mujeres con lo que se obtuvieron las siguientes estimaciones:

¹⁴ (**) Representa significancia al 95%, (*) Representa significancia al 90%

Tabla 4.4: Estimación del modelo 4.4 para hombres

Estimación del modelo de cointegración
t-estadístico en []

Vector de cointegración		Relaciones de corto plazo	
$REDU_{t-1}$	1.000000	λ	-0.622044 [-4.38834]
TD_{t-1}	-0.225884 [-4.82221]	$\Delta REDU_{t-1}$	-0.245828 [-2.27887]
IPC_{t-1}	0.007648 [0.29274]	ΔTD_{t-1}	-0.139988 [-2.38299]
α_0	-8.928177 [-7.93541]	$\Delta IPC_{12,t-1}$	0.037774 [1.21328]
		$APER$	0.577728 [3.46219]
R^2		0.541545	
R^2 Ajustado		0.491303	
F		10.77880	

Fuente: Cálculos propios utilizando E-Views¹⁵

Como se puede ver en la Tabla 4.4, existe una relación de equilibrio a largo plazo entre los retornos a la educación para hombres y la tasa de desempleo, en este caso la relación es directa como se había planteado en el marco teórico. Además aunque la relación entre los retornos a la educación y el IPC es negativa, ésta no es estadísticamente significativa (t-estadístico = 0.38897). También, se puede ver que la velocidad de ajuste (λ) es estadísticamente significativa, lo que indica que fue acertado realizar el modelo de cointegración. En el corto plazo, se ve que las variables diferenciadas $\Delta REDU_{t-1}$ y ΔTD_{t-1} son estadísticamente significativas, por lo que se puede decir que estas pueden ayudar a explicar en el corto plazo los retornos a la educación.

¹⁵ Nótese que para la interpretación, como el vector de cointegración está igualado a cero, se debe despejar $REDU_{t-1}$, por lo que se deben cambiar los signos de TD_{t-1} , IPC_{t-1} y α_0 . Por otro lado en las relaciones de corto plazo, como estas ya están despejadas no es necesario cambiar el signo.

La variable *APER* es estadísticamente significativa y como se había planteado en el marco teórico, existe una relación positiva entre el crecimiento de los retornos a la educación y la apertura económica.

Tabla 4.5 Estimación del modelo 4.4 para mujeres

Estimación del modelo de cointegración
t-estadístico en []

Vector de cointegración		Relaciones de corto plazo	
<i>REDU</i> _{<i>t</i>-1}	1.000000	λ	-1.084386 [-6.05748]
<i>TD</i> _{<i>t</i>-1}	-0.095715 [-3.74751]	Δ <i>REDU</i> _{<i>t</i>-1}	-0.016629 [-0.14168]
<i>IPC</i> _{<i>t</i>-1}	0.072438 [5.08017]	Δ <i>TD</i> _{<i>t</i>-1}	-0.125320 [-2.36224]
α_0	-12.32673 [-20.0204]	Δ <i>IPC</i> _{<i>t</i>-1}	0.051692 [1.82937]
		<i>APER</i>	0.402259 [3.08285]
<i>R</i> ²		0.656313	
<i>R</i> ² Ajustado		0.618648	
<i>F</i>		17.42529	

Fuente: Cálculos propios utilizando E-Views

En cuanto al modelo para mujeres, todos los parámetros del vector de cointegración son estadísticamente significativos y tienen los signos que se habían planteado en el marco teórico, en dicho vector existe una relación positiva entre los retornos a la educación y la tasa de desempleo, además existe una relación negativa entre los retornos a la educación y la inflación.

Es importante notar que aunque la relación entre los retornos a la educación y la inflación no fue estadísticamente significativa para los hombres, si lo fue para las mujeres, lo que en principio plantearía que la disminución de la inflación afectó más a las mujeres que a los hombres. Sin embargo, basados en la hipótesis que los trabajadores incrementan sus años de educación para aumentar sus ingresos nominales, no es factible que aunque un grupo de

trabajadores aumente sus años de educación, sólo se afecte la demanda de trabajo de las mujeres.

Lo anterior plantea que en principio no se puede mostrar una relación entre la inflación y la tasa de retornos a la educación, por tanto, en Bogotá es posible que los trabajadores no estén interesados en aumentar su salario nominal sino el real. Sin embargo, también pudo haberse dado que aunque las personas desearan aumentar su ingreso laboral, no lo pudieran hacer vía aumento de años educativos, por los costos directos e indirectos que acarrea invertir en educación.

Como en el caso de los hombres, los retornos a la educación de la mujer estuvieron influenciados positivamente por la implementación de la apertura económica, lo cual es consistente con la hipótesis de investigación.

Finalmente para explicar la importancia del vector de cointegración, se puede ver que la velocidad de ajuste es estadísticamente significativa y presenta el mismo signo que para los hombres; Además a diferencia de los hombres, en el corto plazo solo la variable ΔTD_{t-1} es estadísticamente significativa, por lo que se puede pensar que en el corto plazo el crecimiento en los retornos a la educación para la mujer se ve influenciado por los cambios en la tasa de desempleo.

En conclusión, el modelo (4.4), demuestra que en Bogotá, el cambio en los retornos a la educación se debe en parte a las condiciones macroeconómicas de coyuntura. Se puede pensar que la apertura económica provocó un gran cambio en el perfil del trabajador contratado por las empresas, haciendo que solo las personas mejor capacitadas lograran obtener un nivel salarial adecuado. Por otro lado, como se planteó en la sección 2.4.2, al existir una relación directa entre la tasa de desempleo y los retornos a la educación, se está diciendo que en caso que el desempleo en Bogotá aumente, los trabajadores menos capacitados son los más susceptibles a empeorar sus condiciones laborales, pues un aumento en los retornos a la educación producido por un aumento en la tasa de desempleo implica que los trabajadores más capacitados aumenten sus ingresos respecto a los menos capacitados, aunque dicha relación no sea por mejoramiento del salario de los más capacitados sino por disminución del salario de los poco capacitados.

CONCLUSIONES

- Los retornos a la educación de las mujeres fueron en promedio 0.47% más altos que para los hombres durante la época de estudio. Además los retornos a la educación para hombres y mujeres mostraron un comportamiento paralelo entre 1984 y 2004; sin embargo las diferencias en los retornos a la educación entre sexos fueron disminuyendo en este periodo.
- Los retornos a la educación secundaria disminuyeron notablemente en los dos sexos desde 1984 hasta aproximadamente mediados de 1996 desde cuando se estabilizan; en los retornos a la educación secundaria también se puede apreciar que durante el periodo de disminución (1984-1996) los retornos a la educación de la mujer estuvieron siempre por encima de los de los hombres, pero a partir de 1998 estas diferencias comienzan a estabilizarse, así en 1984 el promedio para hombres fue de 8.89% y para las mujeres fue de 11.59% dándose una diferencia entre sexos de 2.70%, mientras que en 2004 el promedio para hombres fue de 6.53% para los hombres y de 7.24% para las mujeres, lo cual da una diferencia de 0.71%; estos resultados muestran la disminución de las diferencias donde incluso en 2003, los retornos a la educación secundaria para los hombres siempre fueron mayores que para las mujeres.
- Los retornos a la educación superior a diferencia de los de la educación primaria y bachillerato presentan un comportamiento creciente desde 1984 hasta finales de los noventa, a partir de donde comienzan a decrecer. El comportamiento creciente de la serie, es particularmente alto durante la década de los noventa; es así como los retornos a la educación de los hombres pasaron de un nivel promedio de 17.78% en 1990 a 20.67% en 1999, año en el que los retornos a la educación superior son el máximo del periodo de estudio. Similar situación se presenta con las mujeres, las cuales presentan retornos a la educación con un nivel promedio de 15.0% en 1990 y llegan a 20.21% en 1999. Como se puede apreciar el crecimiento fue más intenso en las mujeres, sin embargo hasta finales de los noventa, los retornos a la educación de las mujeres siempre fueron más bajos que los de los hombres, con lo que se puede pensar que en este periodo, en oficios donde se requieren trabajadores más capacitados, las mujeres obtienen un salario menor que los hombres.

- En cuanto a los retornos a la experiencia, estos mantuvieron una tendencia decreciente durante los ochenta y hasta mediados de los noventa en los dos sexos. Al medir los retornos a la experiencia con la experiencia media por sexo, se obtiene que los retornos a la experiencia iniciaron en el primer trimestre de 1984 en 3.34% para hombres y 3.26% para las mujeres, y terminaron en el cuarto trimestre de 2004 en 2.33% para hombres y 2.27% para mujeres registrándose un cambio de 1.1% en los hombres y 0.99% en las mujeres. También se encuentra que los retornos a la experiencia fueron en promedio 0.41% más altos para los hombres que para las mujeres.
- Por medio del análisis de cointegración, se encontró que los retornos a la educación dependen de las variables macroeconómicas planteadas. En este sentido se encontró que los retornos a la educación en Bogotá en el largo plazo presentan una relación directa con la tasa de desempleo, lo que se puede explicar debido al aumento del desempleo involuntario, pues cuando aumenta la tasa de desempleo, los empresarios cuentan con una mayor cantidad de personas para escoger sus empleados, por lo que escogerán a los más capacitados, haciendo que la demanda por los menos capacitados disminuya y por ende disminuya el salario que se paga por ellos. Aquí cabe especificar que el hecho que exista una relación directa entre los retornos a la educación y la tasa de desempleo, no quiere decir que el aumento del desempleo favorezca a los trabajadores más educados, sino que el salario de los menos educados se está reduciendo y por ende aumentan los retornos a la educación.
- Inicialmente se había planteado una relación inversa entre el crecimiento de la inflación y los retornos a la educación, sin embargo esta relación solo se dio en las mujeres, por lo que en principio se podría pensar que en el largo plazo la inflación no explica la tasa de retorno a la educación. Lo anterior se puede dar porque los trabajadores bogotanos no tienen incentivos para incrementar sus ingresos nominales, o porque aunque tengan incentivos, no lo pueden hacer por vía aumento de años de educación, sino que deben recurrir a otras estrategias.
- Después de analizar el crecimiento de los retornos a la educación, especialmente a partir de los años noventa, se concluyó que este crecimiento se debió en gran parte a la implementación de la apertura económica. Al realizar el ejercicio de cointegración, se

verificó esta hipótesis, por lo que se puede decir que la apertura económica fue uno de los factores más importantes que influyó para que los retornos a la educación aumentaran. Esto se explica en que las empresas debieron comenzar a ser más competitivas, por lo que debieron comenzar a contratar empleados mejor preparados, reduciendo la demanda de trabajadores poco educados y disminuyendo los ingresos de estos en relación con los ingresos de trabajadores con muchos años de educación.

- Al estudiar en conjunto la relación directa existente entre la tasa de desempleo y los retornos a la educación y el efecto que la apertura económica trajo sobre dichos retornos, se encuentra que el incremento de la tasa de desempleo y la implementación de políticas como la apertura económica, afectan en mayor medida a los trabajadores menos educados, pues en los dos casos son más útiles para las empresas los trabajadores más capacitados.
- Aunque no se presenta en el análisis de cointegración; los retornos a la educación por nivel educativo, también parecen estar influenciados por aspectos como la apertura económica, pues fue durante este periodo donde se incrementaron más los retornos a la educación superior, muy diferente a lo sucedido con los retornos a la secundaria y primaria, lo que refuerza la hipótesis que la apertura económica afectó en mayor medida a los trabajadores menos capacitados.

REFERENCIAS CONSULTADAS

Aguilar Renato y Dredsner Jorge (2000) “La Evolución De La Discriminación Salarial Por Género En Chile: 1987-1998”

Becker Gary (1975) “Human Capital: a Theoretical and Empirical Analysis, whit Special Refernce to Education”. 2ed The University of Chicago Press.

----- (1977) “Teoría Económica” Tr: Mayoral Catalina, Fondo de cultura económica.

Bernat Luisa (2005) “Análisis de género de las diferencias salariales en las siete principales áreas metropolitanas colombianas: ¿Evidencia de discriminación?”

Boyce, William y DiPrima, Richard (2002) “Ecuaciones Diferenciales con Valores en la Frontera” Tr: Hugo Villagomez, Ed: Limusa.

Cairncross Alec y Pury Mohinder (1987) “El Empleo, La Distribución del Ingreso y la Estrategia de Desarrollo Económico” Fondo de la cultura Económica.

Casas Andrés, Gallego Miguel y Sepúlveda Carlos (2002) “Retornos A La Educación Y Sesgo De Habilidad. Teoría Y Aplicaciones En Colombia”. Universidad del Rosario, *Documentos de investigación*, No 24, Abril de 2002.

Castellar, Carlos y Uribe, José (2004a). “La Tasa De Retorno De La Educación: Teoría Y Evidencia Micro Y Macroeconómicas En El Área Metropolitana De Cali 1988-2000”

----- (2004b). “La Tasa De Retorno De La Educación En Presencia De Externalidades Pecuniarias Endógenas”

Chávez, Alvaro; Arias Helmut (2002) “Cálculo de la Tasa Interna de Retono de la Educación en Colombia” Universidad Externado

DNP -Departamento Nacional De Planeación (1998). “Género, Equidad y Desarrollo” TM Editores

Dornbusch, Rudiger; Fischer, Stanley (1985). “Macroeconomía” Ed: Mc Graw Hill

Echavarría Hernán (1990). “Como Hacer la Apertura Económica” Ed: Legis

Forero, Nohora; Gamboa Fernando (2006). “Cambios en los Retornos de la Educación en Bogotá entre 1997 y 2003” Universidad del Rosario, *Serie documentos de trabajo* No 1. Junio de 2006

Garay, Luis Jorge (1991). “Apertura y Protección, Evaluación de la Política de Importaciones” Ed: Tercer mundo editores.

Green, William (1999). “Análisis Econométrico” 3 ed Prentice Hall

Heckman, James (1979). “Simple Selection Bias As A Specification Error” *Econométrica* Vol. 47 No 1 Junio de 1979 Pág.: 153-162

Isaza, Jairo (2003). “Women Workers In Bogotá’S informal Sector: Gendered Impact of Structural Adjustment Policies in the 1990s” Departamento Nacional de Planeación *Archivos de economía* Documento 217 febrero 14 de 2003.

Isaza, Jairo; Meza, Carlos (2004). “Cambios Estructurales en la Demanda de Trabajo en Colombia: Un Análisis entre 1984 - I y 2000 - IV”

Isaza, Jairo; Meza, Carlos (2003). “Vectores Autorregresivos, Cointegración y Cambios Estructurales: Un Análisis Formal Para la Demanda de Trabajo en Colombia” Acceso en: www.lasalle.edu.co/~economia/investigacion/vectores.pdf

Londoño, Juan (1995) “Distribución del Ingreso y Desarrollo Económico. Colombia en el siglo XX” Ed: Tm. Editores.

Lora, Eduardo (1991). “Apertura y Modernización, Las Reformas de los Noventa” Ed: Tercer Mundo Editores

Lora Eduardo, Crane Catalina (1991). “La Apertura y la Recuperación del Crecimiento Económico” Publicado en *Apertura y Crecimiento el Reto de los Noventa Cap 3*. Ed: Tercer Mundo Editores

Mayorga Jorge (2004) “Inferencia Estadística” Ed: Unilibros

- Marulanda Nohra (1981). “El Trabajo de la Mujer” Ed: Universidad de los Andes
- Méndez, Rodolfo (2002) “Educación superior y economía –Una investigación empírica de historia reciente-”
- Peña, Daniel (2005). “Análisis de Series Temporales” Ed: Alianza editorial
- Rodríguez, Francisco (2004). “Estudio Regional Sobre Las Tendencias Del Financiamiento De La Educación Superior En América Latina Y El Caribe: El Caso De Colombia” Instituto internacional para la educación superior en América Latina y el Caribe IESAL/UNESCO.
- Samuelson Paul y Nordhaus William (2002) “Economía” Tr: Esther Tabasco Ed: Mc Graw Hill 17a ed.
- Samuelson Paul y Nordhaus William (1986) “Economía” Tr: Esther Tabasco Ed: Mc Graw Hill 17a ed.
- Schultz, Theodore (1985) “Invirtiendo en gente” Tr: 1985: Editorial Ariel, Ariel
- Stiglitz, Joseph (1993) “Economía” Ed: Ariel
- Tenjo, Jaime, Ribero Rocío, Bernat Fernanda (2005): “Evolución de las diferencias salariales por sexo en seis países de América Latina un Intento de interpretación” CEDE
- Wills Robert: (1991). “Determinantes Salariales: Una Exposición y Reinterpretación de las Funciones de Ingreso de Capital Humano” Tr: Juan Carlos Zapatero, Adriana Gonzales, Publicado en *Manual de economía del trabajo Cap: 10* Ed: Ministerio de Trabajo de España.
- Zarate, Hector (2003). “Cambios en la Estructura Salarial: Una Historia Desde la Regresión Cuantílica” Banco de la República; *Borradores de Economía* No 245, Marzo de 2003

ANEXOS

Tabla A1: Prueba de raíz unitaria para los retornos a la educación de hombres

Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Prob.*
<i>Variable en niveles</i>	-1.112536	0.7075
<i>Variable en una diferencia</i>	-11.64530	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.513344	
5% level	-2.897678	
10% level	-2.586103	

Tabla A2: Prueba de raíz unitaria para los retornos a la educación de mujeres

Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Prob.*
<i>Variable en niveles</i>	-0.686235	0.8436
<i>Variable en una diferencia</i>	-8.968965	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.514426	
5% level	-2.898145	
10% level	-2.586351	

Tabla A3: Prueba de raíz unitaria para la tasa de desempleo

Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Prob.*
<i>Variable en niveles</i>	-1.256386	0.6460
<i>Variable en una diferencia</i>	-3.669195	0.0064
Test critical values:		
1% level	-3.515536	
5% level	-2.898623	
10% level	-2.586605	

Tabla A4: Prueba de raíz unitaria para el crecimiento del IPC a 12 meses

	t-Statistic	Prob.*
<i>Variable en niveles</i>	-0.930248	0.7740
<i>Variable en una diferencia</i>	-4.331650	0.0008
Test critical values:		
1% level	-3.511262	
5% level	-2.896779	
10% level	-2.585626	

Tabla A5: Prueba de cointegración de Johansen para hombres

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	0	1	1	1	1
Max-Eig	0	1	1	1	1
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-418.4434	-418.4434	-416.2980	-416.2980	-416.1520
1	-409.6386	-405.2184	-403.5454	-400.9813	-400.8839
2	-407.2339	-398.7396	-397.4030	-394.6000	-394.5825
3	-407.2339	-396.7453	-396.7453	-393.4438	-393.4438
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	10.42545	10.42545	10.44629	10.44629	10.51590
1	10.35704	10.27362	10.28160	10.24345*	10.28985
2	10.44473	10.28633	10.27812	10.25854	10.28250
3	10.59107	10.40842	10.40842	10.40107	10.40107
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	10.68960*	10.68960*	10.79850	10.79850	10.95616
1	10.79729	10.74322	10.80990	10.80110	10.90621
2	11.06109	10.96139	10.98253	11.02164	11.07496
3	11.38353	11.28893	11.28893	11.36963	11.36963

16

Tabla A6: Número de rezagos del modelo de cointegración para hombres

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-521.8202	NA	296.8277	14.20580	14.75781	14.42641
1	-379.5773	250.7967	8.927365	10.69940	11.52743*	11.03032*
2	-367.4247	20.46761*	8.254844*	10.61644*	11.72047	11.05766
3	-361.0263	10.27110	8.908602	10.68490	12.06494	11.23643
4	-350.5618	15.97214	8.673166	10.64636	12.30241	11.30820
5	-340.6797	14.30305	8.617168	10.62315	12.55520	11.39529
6	-335.3123	7.344791	9.700297	10.71875	12.92681	11.60119
7	-323.6645	15.01952	9.323913	10.64907	13.13314	11.64182
8	-315.6491	9.702824	9.947472	10.67498	13.43506	11.77804

17

¹⁶ En la tabla de izquierda a derecha, se encuentran los diferentes tipos de modelos que se pueden construir y de arriba hacia abajo el número de vectores de cointegración. Además se presenta en número de relaciones de cointegración para cada modelo con un nivel de confianza del 95%. Se debe escoger el modelo que posea los menores valores en los criterios de información, de acuerdo a la fila que posea el número de vectores coincidente con los test de la traza y máximo valor propio. Los números en negrilla son los menores valores de los criterios de selección.

¹⁷ (*) Representa que es el número de rezagos óptimo según el criterio, en este caso se utilizó el criterio HQ, el cual es el más usado en modelos de cointegración.

Tabla A7: Prueba de cointegración de Johansen para mujeres

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	0	1	1	1	1
Max-Eig	0	1	1	1	1
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-410.8920	-410.8920	-408.8273	-408.8273	-408.7038
1	-403.9043	-391.5118	-389.5748	-387.7429	-387.6384
2	-401.3802	-385.2688	-383.4127	-381.1707	-381.1675
3	-401.3798	-382.7880	-382.7880	-379.9331	-379.9331
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	10.24127	10.24127	10.26408	10.26408	10.33424
1	10.21718	9.939313	9.940848	9.920559*	9.966790
2	10.30196	9.957776	9.936895	9.930993	9.955304
3	10.44829	10.06800	10.06800	10.07154	10.07154
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	10.50542	10.50542	10.61628	10.61628	10.77449
1	10.65743	10.40892*	10.46915	10.47821	10.58315
2	10.91831	10.63283	10.64130	10.69410	10.74776
3	11.24074	10.94851	10.94851	11.04010	11.04010

Tabla A8: Número de rezagos del modelo de cointegración para mujeres

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-507.9984	NA	206.3183	13.84206	14.39408	14.06268
1	-363.6959	254.4281	5.877844*	10.28147	11.10950*	10.61239*
2	-354.5570	15.39180	5.883656	10.27782	11.38185	10.71904
3	-351.5740	4.788498	6.946752	10.43616	11.81620	10.98769
4	-339.7584	18.03442	6.526914	10.36206	12.01811	11.02390
5	-327.5488	17.67179*	6.099501	10.27760	12.20965	11.04974
6	-317.6657	13.52424	6.096845	10.25436*	12.46242	11.13681
7	-308.8880	11.31859	6.320046	10.26021	12.74428	11.25297
8	-302.4489	7.794754	7.028282	10.32760	13.08768	11.43066