

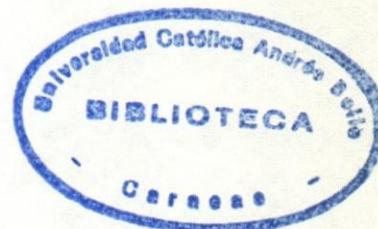
TESIS
E2000
07



UNIVERSIDAD CATOLICA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS Y SOCIALES
ESCUELA DE ECONOMIA

LA INFLUENCIA DE LA DESIGUALDAD DE LA EDUCACIÓN
EN LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO
¿ CAUSALIDAD O CASUALIDAD?
CASO VENEZUELA

CESAR ORTIZ MOYA
SHEILA CUECHE BELMONTE
PROFESOR GUÍA:
ECON. MARÍA BEATRIZ ORLANDO



MEMORIA DE GRADO PRESENTADA A LA ESCUELA
DE ECONOMIA EN CUMPLIMIENTO PARCIAL DE LOS
REQUISITOS PARA OPTAR AL TITULO DE
ECONOMISTA

CARACAS, OCTUBRE 2000

Memoria de Grado presentada por

CESAR ORTIZ MOYA

SHEILA CUECHE BELMONTE

ante la Universidad Católica "Andrés Bello"

como parte de los requisitos para optar

al título de Economista

LA INFLUENCIA DE LA DESIGUALDAD DE LA EDUCACIÓN
EN LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO
¿ CAUSALIDAD O CASUALIDAD?
CASO VENEZUELA

Profesor guía

Econ. María Beatriz Orlando

Caracas, Octubre 2000

Dedicatoria:

A Dios por iluminarme en la escogencia de mi carrera

y acompañarme a lo largo de la misma

A Nelly Cueche como reconocimiento por ser Madre y educadora,

y a todos los educadores por lo valioso de su profesión

Agradecimientos:

A María Beatriz Orlando por

la enseñanza impartida en el aula

y la ayuda incondicional para la

culminación satisfactoria del Trabajo de Grado

INDICE

INTRODUCCIÓN	2
CAPITULO I	7
MARCO TEÓRICO <i>¿Existe una menor desigualdad en la distribución del ingreso si existe mayor grado de escolaridad en la población?</i>	
I.1 Educación y Desarrollo Económico	7
I.2 Educación y Distribución del Ingreso	11
I.3 Modelo de Lam & Levinson (1992)	16
I.4 Desigualdad en América Latina	22
CAPITULO II	26
Educación y Nivel de ingreso. Caso Venezuela	26
II.1 Curvas de Lorenz en Venezuela	31
II.1.1 Curva de Lorenz del nivel de ingreso en Venezuela	32
II.1.1.1 Curva de Lorenz para individuos de sexo masculino en Venezuela	35
II.1.1.2 Curva de Lorenz para individuos de sexo femenino en Venezuela	37
II.1.1.3 Curva de Lorenz para individuos pertenecientes al sector urbano en Venezuela	41
II.1.1.4 Curva de Lorenz para individuos pertenecientes al sector rural en Venezuela	45
II.2 Comportamiento de la educación en Venezuela	46

II.2.1 Comportamiento de la educación para individuos de sexo masculino en Venezuela	47
II.2.2 Comportamiento de la educación para individuos de sexo femenino en Venezuela	48
II.2.3 comportamiento de la educación para individuos pertenecientes al sector urbano en Venezuela	50
II.2.4 Comportamiento de la educación para individuos pertenecientes al sector rural en Venezuela	51
II.3 Coeficiente de Variación	52
CAPITULO III	71
Aplicación del modelo de Lam & Levinson a Venezuela	71
III.1 Análisis del modelo de logaritmo del ingreso :Basado en Lam & Levinson	73
CONCLUSIONES	115
BIBLIOGRAFÍA	124
ANEXOS	

INDICE DESCRIPTIVO DE CUADROS Y GRÁFICOS:

Gráfico N°1: Curva de Lorenz para el nivel de ingreso en Venezuela	33
Gráfico N°2: Curva de Lorenz para individuos de sexo masculino en Venezuela	35
Gráfico N°3: Curva de Lorenz para individuos de sexo femenino en Venezuela	38
Gráfico N°4: Curva de Lorenz para individuos pertenecientes al sector urbano en Venezuela	43
Gráfico N°5: Años de escolaridad aprobados para la población en Venezuela	46
Gráfico N°6: Años de escolaridad aprobados para individuos de sexo masculino en Venezuela	47
Gráfico N°7: Años aprobados de escolaridad para individuos de sexo femenino en Venezuela	49
Gráfico N°8: Años de escolaridad aprobados para individuos pertenecientes al sector urbano en Venezuela	50
Gráfico N°9: Años de escolaridad aprobados para individuos pertenecientes al sector rural en Venezuela	52
Cuadro N°1: Desviación Estándar, Media, Coeficiente de Variación para Años de escolaridad aprobados/Log. Ingreso	54
Cuadro N°2: Desviación Estándar, Media, Coeficiente de Variación para Años de escolaridad aprobados/Log. Ingreso por sexo (femenino/masculino)	54
Cuadro N°3: Desviación Estándar, Media, Coeficiente de variación para Años de escolaridad aprobados/Log.Ingreso por sector (urbano/rural)	55
Cuadro N°4: Desviación Estándar, Media, Coeficiente de variación para Años de escolaridad aprobados/Log.Ingreso por cohorte (viejos/adultos/jóvenes)	56

Cuadro N°5: Desviación Estándar, Media, Coeficiente de variación para Años de escolaridad aprobados/Log.Ingreso por cohorte y sector (viejos/rural/urbano)	57
Cuadro N°6: Desviación Estándar, Media, Coeficiente de variación para Años de escolaridad aprobados/Log.Ingreso por cohorte y sector (adultos/rural/urbano)	58
Cuadro N°7: Desviación Estándar, Media, Coeficiente de variación para Años de escolaridad aprobados/Log.Ingreso por cohorte y sector (jóvenes/rural/urbano)	59
Cuadro N°8: Desviación Estándar, Media, Coeficiente de variación para Años de escolaridad aprobados/Log.Ingreso por sexo y sector (femenino/rural/urbano)	60
Cuadro N°9: Desviación Estándar, Media, Coeficiente de variación para Años de escolaridad aprobados/Log.Ingreso por sexo y sector (masculino/rural/urbano)	61
Cuadro N°10: Desviación Estándar, Media, Coeficiente de variación para Años de escolaridad aprobados/Log.Ingreso por sexo y cohorte (femenino/viejos/adultos/jóvenes)	62
Cuadro N°11: Desviación Estándar, Media, Coeficiente de variación para Años de escolaridad aprobados/Log.Ingreso por sexo y cohorte (masculino/viejos/adultos/jóvenes)	63
Cuadro N°12: Desviación Estándar, Media, Coeficiente de variación para Años de escolaridad aprobados/Log.Ingreso por sexo, cohorte y sector (femenino/masculino/viejos/rural)	64
Cuadro N°13: Desviación Estándar, Media, Coeficiente de variación para Años de escolaridad aprobados/Log.Ingreso por sexo, cohorte y sector (femenino/masculino/viejos/urbano)	65
Cuadro N°14: Desviación Estándar, Media, Coeficiente de variación para Años de escolaridad aprobados/Log.Ingreso por sexo, cohorte y sector (femenino/masculino/adultos/rural)	66

Cuadro N°15: Desviación Estándar, Media, Coeficiente de variación para Años de escolaridad aprobados/Log.Ingreso por sexo, cohorte y sector (femenino/masculino/adultos/urbano)	67
Cuadro N°16: Desviación Estándar, Media, Coeficiente de variación para Años de escolaridad aprobados/Log.Ingreso por sexo, cohorte y sector (femenino/masculino/jóvenes/rural)	68
Cuadro N°17: Desviación Estándar, Media, Coeficiente de variación para Años de escolaridad aprobados/Log.Ingreso por sexo, cohorte y sector (femenino/masculino/jóvenes)	69
Cuadro N°18: Relación entre el $\ln Y_j$ y S_j	87
Cuadro N°19: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los habitantes que pertenecen al área urbana	87
Cuadro N°20: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los habitantes que pertenecen al área rural	88
Gráfico N°10: Porcentaje del Coeficiente de Variación repartido entre el componente explicado y el no explicado (general, sector)	89
Cuadro N°21: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino	89
Cuadro N°22: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino	90
Gráfico N°11: Porcentaje del Coeficiente de Variación repartido entre el componente explicado y no explicado (sexo)	91
Cuadro N°23: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino pertenecientes a zonas urbanas	91
Cuadro N°24: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino pertenecientes a zonas rurales	92
Cuadro N°25: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino pertenecientes a zonas urbanas	92
Cuadro N°26: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino habitantes de zonas rurales	93

Gráfico N°12: Porcentaje del Coeficiente de Variación repartido entre el componente explicado y no explicado (sexo/sector)	94
Cuadro N°27: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos pertenecientes a la primera cohorte (jóvenes)	94
Cuadro N°28: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos pertenecientes a la segunda cohorte (adultos)	95
Cuadro N°29: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos pertenecientes a la tercera cohorte (viejos)	95
Gráfico N°13: Porcentaje del Coeficiente de Variación repartido entre el componente explicado y no explicado (Cohortes)	96
Cuadro N°30: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zonas urbanas y pertenecientes a la primera cohorte (jóvenes)	96
Cuadro N°31: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zonas urbanas, pertenecientes a la segunda cohorte (adultos)	97
Cuadro N°32: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zonas urbanas, pertenecientes a la segunda cohorte (adultos)	97
Cuadro N°33: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zonas rurales pertenecientes a la segunda cohorte (adultos)	98
Cuadro N°34: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zona urbana pertenecientes a la tercera cohorte (viejos)	98
Cuadro N°35: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zonas rurales pertenecientes a la tercera cohorte (viejos)	99
Gráfico N°14: Porcentaje del Coeficiente de Variación distribuido entre el componente explicado y no explicado (sector/cohortes)	99

Cuadro N°36: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo masculino correspondientes a la primera cohorte (jóvenes)	100
Cuadro N°37: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo femenino correspondientes a la primera cohorte (jóvenes)	100
Cuadro N°38: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo masculino correspondientes a la segunda cohorte (adultos)	101
Cuadro N°39: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo femenino correspondientes a la segunda cohorte (adultos)	101
Cuadro N°40: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo masculino correspondientes a la tercera cohorte (viejos)	102
Cuadro N°41: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo femenino correspondientes a la tercera cohorte (viejos)	102
Gráfico N°15: Porcentaje del Coeficiente de Variación repartido entre le componente explicado y el no explicado (cohortes/sexo)	103
Cuadro N°42: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector urbano, pertenecientes a la primera cohorte (jóvenes)	103
Cuadro N°43: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector urbano, pertenecientes a la segunda cohorte (adultos)	104
Cuadro N°44: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector urbano pertenecientes a la tercera cohorte (viejos)	104

Cuadro N°45: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector rural, pertenecientes a la primera cohorte (jóvenes)	105
Cuadro N°46: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector rural pertenecientes a la segunda cohorte (adultos)	105
Cuadro N°47: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector rural pertenecientes a la tercera cohorte (Viejos)	106
Cuadro N°48: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector urbano pertenecientes a la primera cohorte (jóvenes)	106
Cuadro N°49: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector urbano pertenecientes a la segunda cohorte (adultos)	107
Cuadro N°50: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector urbano pertenecientes a la tercera cohorte (viejos)	107
Cuadro N°51: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector rural pertenecientes a la primera cohorte (jóvenes)	108
Cuadro N°52: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector rural pertenecientes a la segunda cohorte (adultos)	108
Cuadro N°53: Relación entre LnY_j y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector rural, pertenecientes a la tercera cohorte (viejos)	109
Gráfico N°16: Porcentaje del Coeficiente de Variación repartido entre el componente explicado y no explicado (sexo/sector/cohortes)	110

Gráfico N°17: Porcentaje del Coeficiente de Variación del Logaritmo del Ingreso explicado por el Coeficiente de Variación de la educación para los *j-ésimos* grupos.

INTRODUCCIÓN

La educación en América Latina, se ha convertido en uno de los componentes que disminuyen con eficacia la desigualdad en la distribución del ingreso entre los distintos estratos poblacionales.

El objetivo central del presente estudio es hacer un análisis de la distribución de los años de escolaridad en Venezuela y su impacto en la distribución del ingreso para el año 1997, mediante la aplicación práctica del modelo de variación del Logaritmo del Ingreso. Esta variable se explica a través de los cambios en los años de escolaridad aprobados, para cada individuo de la muestra.¹

Con un elevado nivel educativo se asegura un mayor nivel de ingreso futuro para los individuos, también ocurre que bajos niveles de ingreso generan que el individuo no se estimule a culminar los niveles educativos necesarios. Se tratará solo una línea de causalidad, en la cual el nivel educativo explica el nivel de ingreso de los individuos, para poder así observar la distribución de los años de escolaridad en Venezuela y su impacto en la distribución para 1997.

¹ Los años de escolaridad funcionan como variable proxy de la variación del componente educativo.

Fundamentalmente, se estima el modelo de Lam & Levinson (1992), en el cual se ilustra la relación entre cambios en la distribución de la escolaridad y cambios en la distribución del ingreso a lo largo del tiempo. Más en detalle el modelo de Lam & Levinson, fue aplicado para los individuos de sexo masculino en Brasil, para el año 1995, este arrojó como resultado que cambios positivos en la distribución de la escolaridad en Brasil, debería haber mejorado la distribución del ingreso entre las cohortes de individuos nacidas a comienzo de los años cincuenta (50's).

Otro estudio importante tomado como referencia, es el de Vathroder (1996), el cual indica que una expansión del componente educativo cierra la brecha en la distribución de la escolaridad, siendo este una herramienta útil para mejorar la distribución del ingreso, aunque las perturbaciones causadas por un componente cíclico de corto plazo, puedan contrarrestar temporalmente efectos beneficiosos, haciendo que amplios sectores de la población reduzcan su capacidad adquisitiva a pesar de sus esfuerzos por mejorar el capital humano que poseen los individuos.

Una mejora en la distribución de la educación, implica una disminución en la desigualdad del ingreso laboral ya que al homogeneizarse los niveles educativos (la distribución de la escolaridad se estabiliza) se asegura un nivel educativo estándar promedio de conocimientos y destrezas que garantizan la inserción más ventajosa de cada uno de los individuos en el mercado laboral.

La hipótesis anterior se desea probar a través de los siguientes objetivos específicos:

Desarrollar curvas de Lorenz que evidencien el comportamiento de la distribución del ingreso en el año 1997, utilizando cohortes de la población y su grado de escolaridad. Observar si la probabilidad de estar empleado, esta influenciada por el nivel educativo, entendiendo por este el grado de escolaridad medida por los años aprobados de los individuos (primaria, secundaria, superior). Estudiar la incidencia de la educación rural y la educación urbana en la determinación del nivel de ingreso de los individuos, con el objeto de evidenciar la existencia de diferencias regionales. Determinar el nivel de ingreso relacionado con el nivel educativo, tomando como punto de referencia el sexo de los individuos, debido a que la remuneración que se le asigna a los hombres presenta diferencias con respecto a la remuneración que se le asigna a las mujeres.

En el capítulo I, se lleva a cabo una revisión de la bibliografía correspondiente: primero se hace referencia a la relación existente entre la educación y el desarrollo económico, en la segunda sección se presenta la relación correspondiente entre la educación y la distribución del ingreso, en donde la educación es una de las mejores vías para disminuir las desigualdades en la distribución del ingreso en una sociedad. En un tercer apartado de este capítulo se presenta una rápida explicación teórica del modelo

de Lam & Levinson (1992); el cual es la base de este estudio. En el apartado cuatro se hace una reseña de todas las relaciones anteriores aplicadas al caso América Latina.

En el capítulo II, se elabora una reseña descriptiva del presente estudio aplicandolo a Venezuela, mediante un cambio en el componente educativo; apoyado a través del análisis de Curvas de Lorenz para la distribución del ingreso tanto para la muestra general (datos tomados de la Encuesta de hogares de la Oficina Central de Estadística e Informática, para 14000 hogares), así como también para distintas segmentaciones grupales definidas en ese apartado (sexo, sector rural y sector urbano). Luego se procede a analizar como se distribuyen los años de escolaridad aprobados mediante deciles poblacionales; se toma en principio la muestra y posteriormente se divide por sexo y sectores (rural y urbano) respectivamente.

En el presente análisis descriptivo se obtienen los coeficientes de variación para las diferentes categorías especificadas dentro del estudio; estos estadísticos serán utilizados para llevar a cabo la parte metodológica (cap.III).

En el Capítulo III, se procede a la aplicación del modelo de Lam & Levinson para el caso Venezolano, el cual se basa en obtener en una primera etapa la tasa interna de retorno de la educación para el individuo promedio Venezolano (β), es decir, para individuo insertos en la fuerza de trabajo, de sexo masculino que habiten en el sector urbano y que pertenezcan a la

segunda y tercera cohorte de edad. En una segunda etapa de este modelo, se utiliza la tasa ya calculada como factor ponderador del componente educativo (variación de los años de escolaridad para los distintos grupos definidos) del coeficiente de variación del logaritmo del ingreso para los *j-ésimos* grupos también definidos en el capítulo III.

Se realizaron diferentes segmentaciones de la muestra total siguiendo varios criterios como: sexo, sector (urbano – rural), pero el más importante de todos fue la correspondiente separación de la muestra según las edades de cada uno de los individuos (cohortes) que poseen entre los 15 y 30 años de edad; la cohorte 2, incluye a los individuos que poseen más de 30 hasta los 45 años de edad; luego la cohorte 3, incluye los individuos con más de 45 años de edad hasta los 65 años. Estas Segmentaciones fueron combinadas para obtener resultados más específicos. Además se debe aclarar que para este estudio la muestra de 14000 hogares aportada por la Oficina Central de Estadística e Informática (OCEI), incluye solo población económicamente activa. En base al análisis descriptivo de los resultados se observa que la variación del logaritmo del ingreso es explicada por el cambio en el componente educativo (en cada uno de los grupos definidos) dentro de un rango correspondiente entre el 3% y el 12%.

La conclusión más importante aportada en el presente trabajo, es la ventaja de educarse un año adicional, debido a la influencia que esta decisión

ejerce en la disminución de las brechas salariales, ya que a pesar que las tasas que explican las variaciones en el nivel de ingreso debido a variaciones en la educación oscilan entre 3% y 12%, no se debe subestimar la influencia de un 12% en la disminución de la desigualdad en el ingreso por educarse un año adicional en Venezuela.

Si bien es cierto que para individuos que poseen bajos niveles educativos y devengan un bajo nivel de ingreso esta tasa no es representativa, la influencia de aprobar el mayor número de años escolares posibles implica un aumento del peso de esta tasa en los niveles de ingreso, a medida que los individuos completen más años escolares, mayor será el nivel de ingreso devengado y mayor el peso que ejercerá la variación de la educación en la desigualdad salarial .

CAPITULO I

¿Existe una menor desigualdad en la distribución del ingreso si existe mayor grado de escolaridad en la población?

I.1 Educación y Desarrollo económico

La contribución que la educación ha hecho al bienestar económico de los individuos, puede ser medida a través de los beneficios directos e indirectos que ella aporta. Los beneficios directos son los que recibe cada individuo en particular y fluctúan de individuo en individuo dependiendo de su nivel educativo, por ser ellos los más hábiles en tomar ventaja de los conjuntos de oportunidades cambiantes y experimentar incrementos en los ingresos, ya que los individuos se convierten en agentes transmisores de conocimientos, lo cual les garantiza un nivel de competitividad diferente al que se obtiene con la inversión en capital físico.

En cuanto a los beneficios indirectos, estos son los que se encuentran relacionados con un sistema educativo que estimule el desarrollo de la enseñanza y las aptitudes, que no enfatice solo la cobertura sino también la calidad de la educación; un sistema educativo multiplicador de conocimientos

promueve las habilidades de cada individuo, con el fin de obtener beneficio para toda la sociedad, de modo que el impartir educación con un nivel de calidad se presente como una externalidad positiva.²

En países desarrollados donde se presentan mercados de capitales más eficientes y una pequeña desigualdad en las Tasas de Retorno, la educación, tendrá el efecto de disminuir las brechas de ingresos existentes entre los individuos en la sociedad.³

Estudios empíricos de corte transversal indican que aparentemente la desigualdad escolar mantiene una relación negativa con el nivel de desarrollo de un país, por ser el entrenamiento de un individuo una distribución que depende de las distribuciones de la Tasa de Retorno del entrenamiento, la distribución del costo de invertir en entrenarse y la correlación entre ambas distribuciones.

Lo anterior indica que la decisión de invertir en educación esta condicionada por factores ajenos al control del individuo (desarrollo económico), las limitaciones económicas de los individuos se convierten en condicionantes de las posibilidades de culminación de su formación académica, en el que los

² Chiswick (1971): Los individuos con niveles de habilidades mayores, poseen una mayor Tasa de Retorno Marginal, para un nivel de entrenamiento dado (entendiendo por entrenamiento el recibir educación formal). En la sección 2.2 se definirá Tasa Interna de Retorno.

³ Chiswick (1971): La relación de habilidades declina con el tiempo en economías desarrolladas, y en secciones de corte transversal la relación de las habilidades son más altas en países menos desarrollados.

períodos recesivos obligan al estudiante a insertarse en el mercado de trabajo, no solamente por la escasez de recursos para continuar sus estudios, sino también por motivos de manutención en general.

Si bien es cierto que la educación formal se clasifica en privada y pública, esta última surgiendo con el fin de aminorar los costos incurridos en educarse y previendo la inestabilidad económica, la conclusión es que más ayuda la estabilidad económica que el gasto público relativo en la prosecución de la educación; ya que a pesar de las grandes inversiones en el sector educativo público, el costo de oportunidad de educarse es aún elevado bajo un clima de recesión económica.

No sólo educando a una sociedad se asegura un crecimiento económico permanente. Además del stock del capital humano existen otras variables de tipo institucional como la estabilidad política, el desarrollo del sistema financiero, política del gasto público (destinado a la educación), apertura comercial e incentivo a la inversión privada.⁴

Bajo un clima de estabilidad económica, donde el costo de educarse no es tan elevado, existen oportunidades para disminuir las brechas salariales. H.B

⁴La tasa de rentabilidad de las inversiones en recursos humanos depende de la situación económica y social como también de las estrategias de desarrollo del país. Los rendimientos de educación se incrementan con políticas macro - económicas, que generen estabilidad, una mayor orientación hacia el mercado y una mayor integración en los mercados mundiales.

Lydall (citado por Chiswick, 1971) indicó en una serie de corte transversal, que “la desigualdad relativa del ingreso es más baja en países más desarrollados”, (P.24) ya que la educación tomada como un factor decisivo en la disminución de la desigualdad del ingreso de los individuos presenta menores costos en dichos países.

Según Bourguignon (1996): “Se prevé una asociación positiva entre la igualdad de los ingresos y el desarrollo económico debido a que el equilibrio de la economía o el sistema de votación de las democracias requiere menores medidas de corrección de las desigualdades, y por consiguiente, se crean menos distorsiones que pudieran reducir la acumulación de factores productivos”.

Como bien lo señala Bourguignon es en los países desarrollados donde los mercados de capitales y de trabajo poseen pocas distorsiones, reflejándose en las pequeñas desigualdades salariales, donde el deseo por parte de los individuos de participar en un sistema educativo, con el fin de obtener mediante sus habilidades un ingreso acorde con su capacitación es factible.

Como señala Guevara (1999): “Los países con mayor nivel de educación son los mismos con mayor nivel de ingreso y menor tasa de fertilidad: mientras mayor es el nivel educativo de la masa laboral, más fácil será su inserción en el mercado de trabajo, menor los costos de producción y por ende, mayores los niveles de producción e ingreso”.

Según Almeida Dos Reis (1989): "La relación entre educación y desigualdad en los salarios es más fuerte en países en desarrollo que en desarrollados, esto se debe a dos factores. Primero, la diferencia salarial por nivel educativo es mucho más grande en países en desarrollo que en desarrollados, y el segundo factor es que la educación es en sí mucho más desigualmente distribuida en países en desarrollo".⁵

I.2 Educación y distribución del ingreso

Kuznets (citado por Bourguignon, 1996) elaboró un trabajo de 60 países incluyendo 40 en desarrollo en el cual se observó que "la tasa de matriculación en la enseñanza secundaria al igual que la tasa de alfabetización fueron determinantes significativos de la distribución del ingreso, conjuntamente con el Producto Interno Bruto per capita y el cuadrado de esa variable (PIB per cápita)" (P.64). Concluyendo que el desempeño de la educación en la igualación de los ingresos parece ser sustancial. Entre las variables significativas en la explicación de las diferencias en la distribución del ingreso entre países están: la matriculación en las escuelas secundarias, la presencia de recursos mineros (ambos como dotación de factores), y la distribución de la propiedad de la tierra

⁵ Psacharopoulos (1981): "Las tasas de retornos educacionales de los países en vías de desarrollo, son mayores que las tasas de retornos correspondientes a los países avanzados".

(como distribución de la propiedad de factores). Se utilizó la matriculación de las escuelas secundarias, ya que aparentemente estas son más sensibles en la parte superior de la distribución de ingreso que en la parte inferior. Por otra parte aunque en el modelo el PIB per cápita de equilibrio no se observa, en teoría debería depender positivamente de las tasas de inversión, tanto en capital de activos fijos como humanos (educación).⁶

Si se parte del hecho que una mayor inversión en educación significa una distribución del ingreso más igualitaria, pero a la vez una distribución del ingreso aumenta la matriculación escolar, la inversión en educación puede ser responsable tanto de la autocorrelación del crecimiento como del automejoramiento de la distribución de los ingresos.

Asumiendo que la tasa de retorno de entrenamiento es positiva, el nivel de ingreso potencial en un año dado después de completado el entrenamiento se incrementa con los niveles más altos de capacitación que adquiere el individuo.

Según Chiswick (1971): "... la desigualdad escolar está directamente relacionada con la desigualdad del ingreso". La educación es una de las mejores vías para disminuir las desigualdades en la distribución del ingreso en

⁶La referencia teórica, es la transición al crecimiento estable en el modelo ampliado de Solow, en el cual las diferencias en las tasas de crecimiento entre los países se explican por la diferencia entre la posición de equilibrio y el Producto Interno Bruto (PIB) per cápita observado, cuanto mayor sea la diferencia más rápido será el crecimiento.

una sociedad. La evidencia empírica aportada por Riutort (1999) verificó que “tanto la educación como las disparidades regionales eran los factores más decisivos para combatir la desigualdad, mediante políticas económicas y sociales que promuevan la eliminación de las diferencias en los niveles educativos y regionales se logrará una disminución de los niveles de desigualdad y pobreza de manera significativa”.

Existen al menos dos razones por las cuales un individuo decide educarse, ya sea por el deseo de acumular conocimiento o para garantizarse los ingresos que le permitan subsistir. Esta última razón engloba el enfoque de la Tasa Interna de Retorno per cápita⁷, por ser una elección intertemporal por parte del individuo el educarse; ya que el individuo observa que tan rentable resulta llevarla a cabo, tomando en cuenta los costos directos (costo de matrícula); como también el costo de oportunidad.

El tiempo del estudiante medido en términos de costo de oportunidad es función del valor de las oportunidades alternativas que son sacrificadas por el individuo, este costo en términos monetarios puede ser calculado a través de los ingresos sacrificados (salarios). Si la educación realza la eficiencia, las tasas de retorno de la educación serán altas durante períodos de rápido

⁷ Guevara (1999): En América Latina durante 1997, la TIR de la educación para primaria, secundaria y superior es 10%, 11% y 18% respectivamente, siendo para Venezuela 9%, 14% y 14% respectivamente según el BID, esto evidencia el sesgo importante existente entre la educación primaria y la superior en Venezuela.

crecimiento económico (generando mayor desigualdad).⁸

El grueso de las deserciones del sistema educativo se origina por las limitaciones financieras de los estudiantes. Si los ingresos de un individuo van a aumentar a partir de la adquisición de conocimientos bien podría éste solicitar en crédito los recursos para costear su inversión educativa y luego reembolsarlo cuando los nuevos ingresos se hagan realidad. Sin embargo, para tener acceso a un crédito se necesita un colateral. Como el individuo no puede dar como colateral a un banco la promesa de una futura capacidad de pago, la actividad crediticia privada para el sector educativo es prácticamente nula.

Según la teoría económica a medida que la mano de obra es más productiva, mayor debe ser su salario real; la mano de obra llega a ser más productiva mientras mayor sea su nivel de capacitación, además no hay que olvidar el papel que juega en el proceso productivo la curva de aprendizaje ya que la relación entre educación y producción es tan importante como la relación entre capital físico y producción.

En términos de la producción y la productividad marginal, a mayor número de especialistas en un área específica, menores serán los ingresos esperados por ellos, al igual que la tasa de rentabilidad de la educación. Podría

⁸ Mincer (citado por Guevara, 1999) : "Los individuos no solamente difieren en las cantidades acumuladas de inversión sino también en las tasas de retorno. "...La variación en las tasas de retorno probablemente es un aspecto importante en la distribución del ingreso". "... la valoración que el mercado de trabajo le asigna a los distintos niveles educativos incide en la decisión de invertir en la misma".

surgir la duda de invertir en educarse o no, entendiendo el sistema educativo como uno que explota las habilidades de los individuos como transmisores de conocimientos, sin embargo, no siempre un sector muy competido descincentiva el entrenamiento en dicha especialidad, para individuos con habilidades particulares que buscan explotarla generando brechas salariales.

Winergarden (1979) encontró que “el nivel de escolaridad está asociado negativamente con la desigualdad del ingreso mientras que la desigualdad en escolaridad está asociada positivamente con la desigualdad del ingreso”.

Tilak (citado por Vathroder, 1996) estudió la relación entre la distribución del ingreso y diferentes niveles de educación y concluye que la educación contribuye positiva y significativamente a la reducción de la desigualdad en la distribución del ingreso.

Sin embargo, hay que hacer notar como lo señaló Winergarden (1979) la existencia de otros factores que deben ser tomados en cuenta, entre los cuales se encuentra el crecimiento de la población; ya que entre otras, una importante causa del cambio en la distribución del ingreso son los cambios en la composición de la población ya sea por inmigración o por incremento natural, sin obviar el gran peso que ejerce la escolaridad como vía para reducir la desigualdad en el ingreso.

Freije (citado por Guevara, 1999) señala, que “la distribución de la escolaridad no parece ser un determinante principal en la distribución de los

ingresos laborales, lo cual no significa que su efecto sea cero o no existente. Puede ser que la educación influya en la distribución del ingreso pero su efecto sea más débil comparado con otros factores”, entre estos otros factores se encuentra la calidad de la educación y la tasa de no-escolaridad registrada.

I.3 Modelo Lam & Levison (1992)

Numerosos autores, entre ellos, (Chiswick, 1971; Knigth y Sabor, 1987; Marin y Psacharopoulos, 1976) han señalado que el efecto que tiene la expansión escolar sobre los ingresos es difícil de predecir a priori, dependiendo de cambios específicos en diferentes niveles de escolaridad. Anteriormente se ha tratado de estimar dicha relación (Ram y Tilak en Lam & Levinson, 1992), por medio de estimaciones de regresiones de corte transversal entre países para la relación entre la desigualdad del ingreso y la desigualdad en la escolaridad. Debido a que estas estimaciones presentan resultados empíricos conflictivos, en el Modelo Lam & Levison se ilustra la relación entre cambios en la distribución de escolaridad y cambios en la distribución del ingreso a lo largo del tiempo para Brasil.

El modelo se basa en el análisis de los cambios en la distribución de la escolaridad para hombres brasileños nacidos entre 1925 y 1963, y el análisis de los efectos de esos cambios sobre la distribución del ingreso. El papel que

juega la educación sobre Brasil siempre ha estado presente ya que su sistema educativo es criticado por producir tanto niveles bajos de escolaridad como una desigual distribución de la misma en comparación con países que poseen similares niveles de ingreso.

Los autores procedieron a dividir la muestra en cohortes de tres años, para seguir una tendencia de escolaridad a lo largo de la década de los años sesenta (60's). Aunque el nivel de escolaridad permaneció bajo, el año promedio de escolaridad completado se incrementó a través del tiempo, doblándose en las cuatro décadas incluidas. La desviación estándar en años de escolaridad se incrementó para las cohortes nacidas entre 1925 y 1948, ésta nunca se incremento tan rápido como la media, lo que implica que el coeficiente de variación, (una medida estándar de desigualdad que es independiente de la media), declinó durante las cuatro décadas consideradas. Mientras la media de escolaridad se duplicó, el coeficiente de variación se redujo casi a la mitad (Ver anexo N°1). Un componente importante del incremento promedio en los años de escolaridad en Brasil es la proporción de caída de individuos con cero años completados de escolaridad.⁹

Uno de los instrumentos utilizados, además del coeficiente de variación, fue la Curva de Lorenz para los años de escolaridad de las tres cohortes, la cual

⁹ El porcentaje de hombres sin escolaridad declinó 37% para la cohorte de 1925-27, por debajo del 12% para la cohorte de 1961-63.

presenta un comportamiento ascendente en el tiempo, implicando mayor igualdad escolar. Una menor desigualdad en la escolaridad implica inequívocamente un bienestar social más alto, aún sin incremento en la media escolar, si la función de utilidad de la escolaridad es cóncava. Las condiciones suficientes pero no necesarias para que la función de utilidad de la escolaridad sea cóncava son (i) que el ingreso sea una función cóncava de la escolaridad, (ii) que la utilidad sea una función cóncava del ingreso.

Según el modelo de Lam y Levinson una manera natural de enlazar la distribución de la escolaridad con la distribución del ingreso es mediante una ecuación convencional del ingreso de los individuos (Mincer):

$$(1) \text{Ln } y_i = a + \beta \cdot S_i + \mu_i$$

Donde:

$\text{LN } Y_i$ = Logaritmo neperiano del ingreso laboral del *i-ésimo* individuo.

S_i = Años de escolaridad del *i-ésimo* individuo.

μ_i = Residuos representado por todos los demás determinantes del ingreso del individuo *i-ésimo*, que no se incluyen en la estimación.

β = La tasa interna de retorno de la educación.

$$(2) V(\text{Ln } y_i) = \beta^2 \cdot V(S_i) + V(\mu_i) + 2\beta C(S_i, \mu_i)$$

Donde:

$V(\ln Y_i)$ = Coeficiente de Variación del logaritmo neperiano del ingreso del grupo en estudio.

$V(S_i)$ = Coeficiente de Variación correspondiente a los años de escolaridad del grupo en estudio.

$V(\mu_i)$ = Coeficiente de variación en los componentes no correlacionados con la escolaridad del grupo en estudio.

$\text{Cov}(S_i, \mu_i)$ = Covarianza entre la escolaridad y las variables omitidas de la ecuación del ingreso.

Si la escolaridad no está correlacionada con otros determinantes del ingreso no incluidos en la ecuación simple (1), entonces los cambios en la variación de la escolaridad conducen directamente a cambios en la desigualdad del ingreso por un factor que es el retorno al cuadrado de la escolaridad (β^2).

Lam y Levinson (1992) sustentan la utilización de una descomposición lineal, ya que ésta captura los componentes más importantes de la relación entre la desigualdad de la escolaridad y la desigualdad del ingreso, a diferencia de la utilización de un término de escolaridad cuadrático, el cual añadiría dos componentes adicionales para la descomposición, uno dependiendo de la Kurtosis de la distribución de la escolaridad y uno dependiendo del sesgo (skewness). Un supuesto sostenido en el modelo es que los retornos de la escolaridad son constantes dentro de cualquier cohorte, así se omite uno de los

determinantes de la desigualdad: la variación en los retornos de la escolaridad. El modelo advierte la omisión de algunas variables correlacionadas con la escolaridad.

Se observó que las tres cohortes tenían variaciones muy diferentes en años de escolaridad. Las grandes diferencias en la desigualdad del ingreso para cada grupo de edad en los tres períodos son principalmente atribuidos a los cambios en la variación de la escolaridad a través del tiempo, sin implicaciones necesariamente acerca de las condiciones económicas de los tres períodos. Se observó así como los cambios en la distribución de la escolaridad en Brasil puede afectar la distribución del ingreso a través del tiempo.

Finalmente se consideraron las variaciones regionales, las disparidades a través de las regiones geográficas y entre las áreas rural y urbana, las cuales son de principal importancia en el estudio empírico de la desigualdad en Brasil, se buscó examinar tanto la variación dentro como entre las regiones en la distribución del ingreso, se observaron incrementos firmes en la media escolar y caídas firmes en la media ajustada de la desigualdad escolar a través del tiempo para ambas áreas tanto rural como urbana. Dentro de las regiones se encontró el mismo diseño de incremento de retornos de la escolaridad con edad.

Como conclusiones, las estimaciones de ecuaciones de ingresos separados para grupos de edad de tres años en 1985 indican que cambios en la distribución de la escolaridad en Brasil, debería haber mejorado la distribución del ingreso entre las cohortes nacidas a comienzos de 1950. La desigualdad del ingreso cae dramáticamente desde la cohorte de 1946-48. Descomponiendo las ecuaciones de ingreso se reveló que dos de otros factores juegan un papel importante en explicar esta caída, los cuales son los retornos de escolaridad y la variación residual siendo los más altos para las cohortes viejas, haciendo que la desigualdad se eleve rápidamente con la edad, Lam y Levinson (1992) argumentan que la variación residual es probablemente sensible a condiciones económicas.

Los resultados sugieren que los cambios en la distribución de la escolaridad en Brasil en décadas recientes han tenido efectos beneficiosos sobre la distribución del ingreso; efectos que deben continuar siendo vistos por décadas. La caída en la variación de la escolaridad que comenzó para hombres nacidos alrededor de los 50's implica que las nuevas cohortes entrando al mercado laboral deben experimentar menor desigualdad en el ingreso.

Dicha descomposición simple de la función del ingreso indicó que la escolaridad reduce la desigualdad en la distribución del ingreso entre 1976 y 1985 por dos razones: por la reducción en la varianza escolar y por la caída de las tasas de retorno escolares.

I.4 Desigualdad en América Latina

América Latina tiende a tener niveles de educación más bajos que los esperados, el nivel de educación de la fuerza laboral en América Latina después de la II Guerra Mundial ha sido más bajo que lo que debería haber sido para su nivel de ingreso. En otras palabras, el nivel de educación corriente es insuficiente para la reciente expansión del sistema educacional.

Las personas jóvenes de los países exitosos del Sudeste Asiático que entran al mercado laboral con más educación en los últimos veinte años han encontrado un alza sostenida en las estructuras de pagos igualitarios que no derivaron de la reducción de las tasas de retorno de la educación. Este es un contraste marcado con la experiencia de América Latina, donde la lenta expansión de la educación ha prolongado una fase de incremento en la desigualdad educacional.¹⁰

¹⁰ Los economistas asocian la desigualdad en la distribución del ingreso con la distribución de los activos en la población o con la distribución del poder del mercado por parte de los dueños de esos diferentes activos. Así, cuando los economistas estudian a América Latina para ver la persistente desigualdad del ingreso que existe en la región, observan la desigual distribución de los activos o las diferencias en el poder de mercado entre los actores en los diferentes sectores para tratar de encontrar las causas.

Durante los últimos cuarenta años, tres fuerzas han contribuido a la disminución en la desigualdad del ingreso en América Latina:

- Crecimiento económico junto con la transformación estructural en la economía, la cual representa la reducción del coeficiente de Gini en un punto hacia finales de 1970's.
- La convergencia del ingreso regional per cápita, el cual representa la reducción del coeficiente de Gini como mínimo en dos puntos durante el mismo período.
- La disminución de las tasas de retorno en la educación, tal efecto también disminuyó el coeficiente de Gini¹¹ aproximadamente en dos puntos

Por otro lado, mientras estos tres factores disminuyeron la desigualdad del ingreso, el crecimiento desigual en la distribución del capital humano tendió a elevar la desigualdad en el mismo.

A principio del período de Postguerra, la fuerza laboral de América Latina tuvo la mitad de la educación esperada sobre el estándar internacional, además la expansión educacional de América Latina fue lenta, aunado a esto fue discriminatoria, en contra de los sectores más pobres de la población.¹²

¹¹ El rango del coeficiente de Gini es de 0 a 1, toma mayores valores a medida que el ingreso se encuentre más concentrado en una proporción menor de la población.

¹² La educación insuficiente es, sin lugar a dudas, uno de los más grandes desequilibrios dinámicos que la economía de América Latina ha utilizado, tratando de acelerar el crecimiento con igualdad.

Hoy en día, la fuerza laboral de América Latina posee, en promedio un poco más de cinco años de educación, para los niveles corrientes de desarrollo (Ver tabla I). El nivel esperado de educación para la fuerza laboral, es un poco más de 7.0 años, esto genera una brecha de promedio acumulado de dos años por trabajador, de hecho; la varianza de la educación en la población trabajadora es actualmente la más alta del mundo, dicha situación es mucho más elevada para Brasil y México, debido a que sus niveles de desarrollo actualmente, requieren tres años más de educación por trabajador.

TABLA I:
Tasas de retorno de la educación para América Latina (1997)

Nivel Educativo	América Latina
Primaria	10%
Secundaria	11%
Superior	18%

Fuente: Guevara, Juan C, 1999: Crecimiento Económico y Educación. Asociación civil para la promoción de estudios sociales. UCAB, Caracas.

En la tabla I se observa como el sistema educativo de primaria posee la tasa de retorno mas baja en América Latina, esto sustenta lo anteriormente mencionado (los individuos en América Latina poseen en promedio un poco más de cinco años de educación), además indica que los trabajadores no han completado los tres niveles educativos, la mayoría de la población ha culminado primaria, la diferencia entre las tasas de retorno de primaria y secundaria no es

elevada, esto indica la posibilidad de que las personas que culminen el nivel educativo primaria continúen la secundaria (dependiendo de la estabilidad económica); sin embargo, no ocurre lo mismo con el sector superior donde se presenta una tasa de retorno muy elevada con respecto al nivel educativo primaria, indicando que son pocos los individuos que completan sus estudios incluyendo el nivel superior.

Con el fin de poseer menor desigualdad, según la curva clásica de Kuznets, Latinoamérica debió alcanzar su más alto punto de desigualdad antes de la II Guerra Mundial, del mismo modo el crecimiento de la región paralelo a la disminución sistemática en los diferenciales del ingreso per cápita entre varias subregiones debería haber contribuido también a la reducción en el coeficiente de Gini en varios puntos, lo cual no sucedió.

CAPITULO II

Educación y Nivel de Ingreso

Caso Venezuela

Navarro (1993) investigó el impacto del gasto público en educación sobre la distribución del ingreso en Venezuela, concluyendo que " los gastos en educación del Estado venezolano poseen un fuerte sesgo a favor de la educación universitaria explicando así la mayor desigualdad de la educación en Venezuela".

Alcalá (citada por Andrade, 1998) señaló que existe un consenso, casi generalizado, acerca de los efectos que tienen otras variables sobre la participación escolar. El medio geográfico, el nivel de instrucción de los padres y la edad del niño, son otras variables que determinan la demanda educativa. En este sentido, los niños de áreas rurales tienen una menor probabilidad de asistir a la escuela comparados con los de las áreas urbanas, igualmente los hijos de padres con mayor nivel educativo tienen una mayor probabilidad de asistir a la escuela con respecto a los niños provenientes de padres menos educados y finalmente, mientras el niño es mayor, menor será su propensión a educarse. Todos estos aspectos inciden en el incremento de la desigualdad

salarial entre los individuos, recordando que la situación de los padres influye en la decisión de educar a sus hijos ya que se trata de individuos transmisores de conocimientos. Para el caso venezolano, Alcalá (1992) encuentra que "el ingreso familiar muestra una relación positiva significativa con la participación escolar".

De acuerdo al trabajo de Riutort (1999), en 1982 la desigualdad total de los ingresos per cápita puede ser explicada por las diferencias de ingresos entre personas con diferentes niveles de escolaridad en un 26%, por las disparidades regionales en un 24%, por las diferencias en ámbito urbano- rural en un 16% y por las diferencias entre sectores económicos en un 10.7%.

De acuerdo a los resultados anteriores, la educación puede ser considerada un factor decisivo en la disminución de la desigualdad del ingreso de los individuos, así como la reducción de las disparidades regionales. Desde el punto de vista de la política económica y social, la eliminación de las diferencias en los niveles educativos y regionales, contribuiría en forma significativa a la disminución de los niveles de desigualdad y pobreza.

Vathroder (1996) señala que durante la década de 1982-1992 la merma de los salarios reales de los trabajadores venezolanos fue de 28% para el grupo de 0 a 3 años de escolaridad, 39% con 4 a 6 años de escolaridad, de 44% para aquellos trabajadores con 7 a 10 años de escolaridad y 40% aquellos con más de 11 años de escolaridad, estas mermas fueron acompañadas por

disminuciones en las tasas de culminación escolar. Este tipo de shocks adversos puede disminuir las tasas de retorno de la educación, con su consecuente efecto contractivo en la formación de mano de obra calificada.

En 1997, si la población se divide de acuerdo a los grados de escolaridad, la desigualdad existente entre los grupos generados, explica un 20% de la desigualdad del ingreso total, esto indicaría que a menores niveles de educación se obtienen empleos menos remunerados.

Según Guevara (1999) a pesar que el promedio de años de escolaridad de la población que ha manifestado haber concluido sus estudios pasó de 4,4 a 7,3 años de escolaridad. El ingreso real promedio de la mano de obra que labora en el sector moderno de la economía se ha contraído de manera sostenida al punto que en los últimos 17 años (1982-1998) el salario real se ha reducido en más del 70%, esto evidencia la existencia de otros factores que influyen tales como la situación económica, estabilidad política, estabilidad comercial, entre otros, por ejemplo. La fuerte devaluación ocurrida durante 1996, ejerció un efecto contractivo sobre el salario real, independientemente de los niveles de capacitación de los trabajadores. Sin embargo, como lo demuestra Guevara la educación juega un papel decisivo en el ingreso.

La tasa de retorno de la educación primaria resultó ser la más baja tanto en América Latina como en Venezuela y por una mínima diferencia (Ver tabla III, p 29). La mayor tasa de retorno que se registra en América Latina es la

correspondiente a la educación superior (18%), lo cual refleja que el número de trabajadores con ese nivel educativo es relativamente menor respecto al resto de la población.

Al comparar las tasas de retorno para América Latina con las de Venezuela, se observa que existen diferencias en las tasas para educación secundaria y superior. Lo anterior refleja la existencia de políticas educativas distintas, por ejemplo, Venezuela ha invertido sumas importantes en la educación superior, al punto que durante la década de los años 80's el país registró tasas de culminación en este nivel educativo superiores a las de los países del Sudeste Asiático.

TABLA II:
Tasas de retorno de la educación para América Latina y Venezuela(1997):

Nivel Educativo	América Latina	Venezuela
Primaria	10%	9%
Secundaria	11%	14%
Superior	18%	14%

Fuente: Guevara, Juan C, 1999: Crecimiento Económico y Educación. Asociación civil para la promoción de estudios sociales. UCAB, Caracas.

Sin embargo, como se menciona en el presente trabajo, más influye la situación económica del país que la inversión generada en el sector educativo público; a pesar del enorme gasto público que posee el nivel educativo superior, las tasas de retorno indican que no todos los individuos lo culminan; es decir, a

pesar de lo anterior el costo de educarse o culminar este nivel educativo es aún mayor con respecto al gasto público generado, además, la existencia de iguales tasas de retorno tanto en el nivel secundario como superior, indica una sustituibilidad existente entre la mano de obra capacitada y la mano de obra no capacitada, esto se evidencia actualmente con el rápido aumento del sector informal, donde la culminación de los tres niveles educativos no es garantía de la obtención de niveles de ingresos acorde al entrenamiento.¹³

Vathroder (1998) en sus conclusiones explica que con un crecimiento acelerado y un aumento del salario real, primero se disparan los diferenciales en los salarios y se empeora la distribución del ingreso, una vez alcanzado un máximo en la desigualdad en la distribución, la tendencia se revierte. Sin embargo, el deterioro del salario real en Venezuela durante la década de los ochenta según los niveles de educación, grupos de edad y grupos de experiencia laboral, no está acompañado por un decrecimiento en la desigualdad de la distribución del ingreso, más bien ocurrió todo lo contrario.

Por lo expuesto en este capítulo la escolaridad es una herramienta útil para mejorar la distribución del ingreso en Venezuela; sin embargo, las mejoras

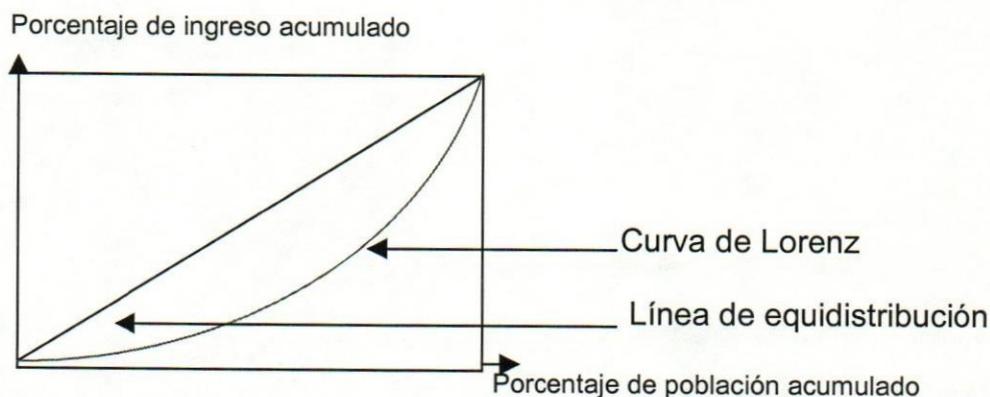
¹³ Guevara (1999): "La pobreza en Venezuela se ha convertido en un problema estructural, cada vez más la pobreza se ha vuelto más inelástica, tanto a los cambios en el ingreso como a los cambios en la distribución".

a largo plazo en la distribución de la educación deben ser estructurales de manera de poder superar cualquier perturbación cíclica de corto plazo.

II.1 Curvas de Lorenz en Venezuela :

Uno de los indicadores, más ampliamente difundidos para observar el grado de desigualdad existente en la distribución del ingreso, es el coeficiente de Gini,¹⁴ el cual es representado gráficamente a través de las curvas de Lorenz (las cuales presentan forma convexa), dicha representación gráfica muestra el porcentaje del ingreso total ganado por los distintos segmentos de una población. En el presente trabajo se utilizaron cuatro curvas de Lorenz, las cuales se examinarán más adelante.

CURVA DE LORENZ



Fuente: RAY,D (1998) "Development Economics". Princeton University Press. USA.

¹⁴ *Coefficiente de Gini*: Es la distancia entre la distribución ideal del ingreso (u otra variable, como el porcentaje de escolaridad) y la real dividida entre el área total del triángulo.

La diagonal representa una sociedad donde un porcentaje dado de la población gana una cantidad proporcionada del ingreso. Luego de ser señalados los ejes y las líneas de equidistribución, se procedió a graficar las curvas con los datos reales de la distribución del ingreso.

La diferencia entre la línea de equidistribución y la Curva de Lorenz es la representación gráfica del coeficiente de Gini, el cual puede ser calculado como:

$$(1) G = f ((Y_i - Y_e) / f Y_i)$$

Donde Y_i es la participación en el ingreso del hogar i y Y_e es la participación en el ingreso del hogar i que daría como resultado una distribución equitativa.

Si la distribución del ingreso es igualitaria, el coeficiente de Gini arrojaría un resultado igual a cero, y en caso contrario; es decir, cuando se presenta una distribución en extremo desigual donde solo un hogar o individuo concentra toda la riqueza del país, su valor sera igual a uno.

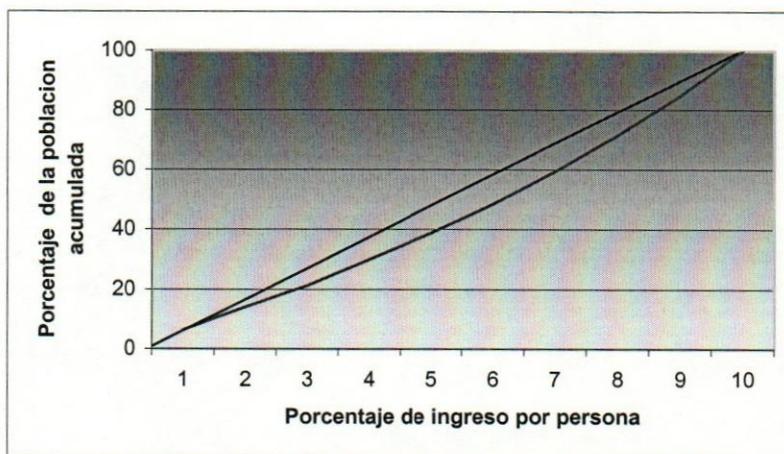
II.1.1 Curva de Lorenz del nivel de ingreso en Venezuela

Esta permite comparar el ingreso acumulado con el porcentaje de población, evidenciando así si el nivel de ingreso ha mejorado a través del tiempo. En el eje de las abscisas se colocó el porcentaje de la población

acumulada, ordenando de menor a mayor nivel de ingreso, y en el eje de las ordenadas, se señala el porcentaje de ingreso acumulado.

La línea de equidistribución está representada por la recta trazada a través de todos los puntos que reflejan la perfecta igualdad entre el porcentaje de participación en la población y el porcentaje de participación en el ingreso total.

Gráfico N°1: Curva de Lorenz para el nivel de ingreso en Venezuela



*Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997.
Treinta años de encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas.*

La Curva de Lorenz que representa la distribución para el nivel de ingreso en Venezuela, indica que la desigualdad no es tan elevada, ya que la curva no se encuentra tan alejada de la línea de equidistribución.

Aproximación del coeficiente de Gini:

Como se menciona en el presente trabajo, una medida para calcular el área existente entre la línea de equidistribución y la Curva de Lorenz, es la aplicación del coeficiente de Gini, sin embargo tal estadístico presenta problemas de aplicación:

Por ser la data procesada en términos de deciles, en la gráfica solo se observa la relación entre cada uno de los deciles, no se observa la distribución dentro de cada decil, (no se posee la relación intra- decil), al presentarse imposibilidad en el cálculo del coeficiente de Gini tal aproximación no representa el área total entre la curva de Lorenz y la línea de equidistribución.

Como consecuencia se procede a aplicar una aproximación del coeficiente de Gini, resultando:

$$G = \frac{1}{2 * n^2 * \bar{\mu}} \sum_{y=1}^m \sum_{k=1}^m n_y * n_k | y_y - y_k | \quad 0 \leq G \leq 1$$

Aproximación del coeficiente de Gini para los niveles de ingresos en Venezuela:

$$\bar{\mu} = 86808,3$$

$$n = 7812385$$

$$\frac{1}{2 * n^2 * \bar{\mu}} = 9,43716E-20$$

$$\sum_{y=1}^m \sum_{k=1}^m n_y * n_k | y_y - y_k | = 1,7968E+18$$

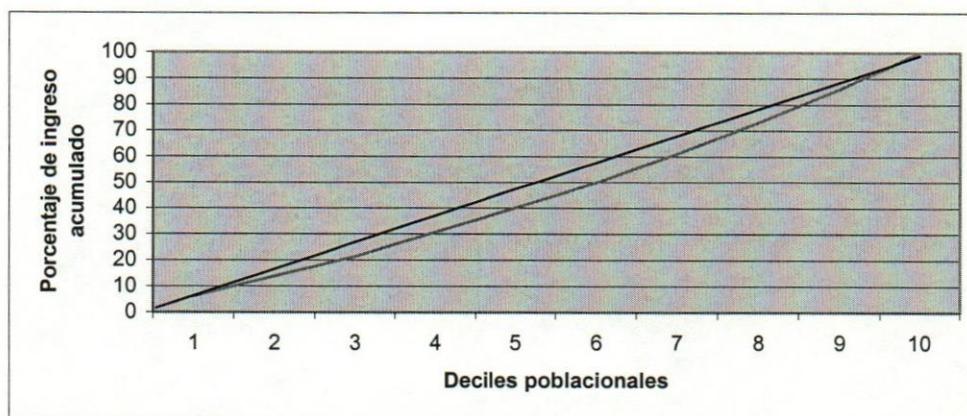
Resultando un $G = 0,170$ lo cual corrobora lo mencionado anteriormente de la existencia de una pequeña desigualdad en la distribución del ingreso entre

los deciles, ya que el valor se encuentra muy cercano a cero, presentando una pequeña área con respecto a la diagonal principal (45°).

II.1.1.1 Curva de Lorenz para individuos de sexo masculino en Venezuela

Esta nos permite comparar el ingreso acumulado con el porcentaje de población de sexo masculino, evidenciando así si el nivel de ingreso ha mejorado a través del tiempo para los hombres. En el eje de las abscisas se coloca el porcentaje de la población acumulada de individuos de sexo masculino y ordenando de menor a mayor el nivel de ingreso en el eje de las ordenadas, se señala el porcentaje de ingreso acumulado.

Gráfico N°2: Curva de Lorenz para individuos de sexo masculino en Venezuela



Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas.

En el gráfico la curva se evidencia más cercana a la línea de equidistribución, los individuos de sexo masculino presentan una menor desigualdad entre deciles con respecto a los niveles de ingresos en general para Venezuela.

Aproximación del coeficiente de Gini para los individuos de sexo masculino en Venezuela:

Como se indicó anteriormente una medida para calcular el área existente entre la línea de equidistribución y la Curva de Lorenz, es la aplicación del coeficiente de Gini, sin embargo tal estadístico presenta problemas de aplicación:

Por ser la data procesada en términos de deciles, en la gráfica solo se observa la relación entre cada uno de los deciles, no se observa la distribución dentro de cada decil, (no se posee la relación intra decil), al presentarse imposibilidad en el cálculo del coeficiente de Gini tal aproximación no representa el área total entre la curva de Lorenz y la línea de equidistribución.

Como consecuencia se procede a aplicar una aproximación del coeficiente de Gini, resultando:

$$G = \frac{1}{2 * n^2 * \bar{\mu}} \sum_{y=1}^m \sum_{k=1}^m n_y * n_k | y_y - y_k | \quad 0 \leq G \leq 1$$

Aproximación del coeficiente de Gini para los niveles de ingreso de los individuos de sexo masculino en Venezuela:

$$\bar{\mu} = 94156,54$$

$$n = 5215007$$

$$\frac{1}{2 * n^2 * \bar{\mu}} = 1,95258E-19$$

$$\sum_{y=1}^m \sum_{k=1}^m n_y * n_k | y_y - y_k | = 8,47181E+17$$

Obteniendo un G= 0,17 lo cual indica que existe una baja desigualdad entre cada decil para los individuos de sexo masculino con respecto a los ingresos.

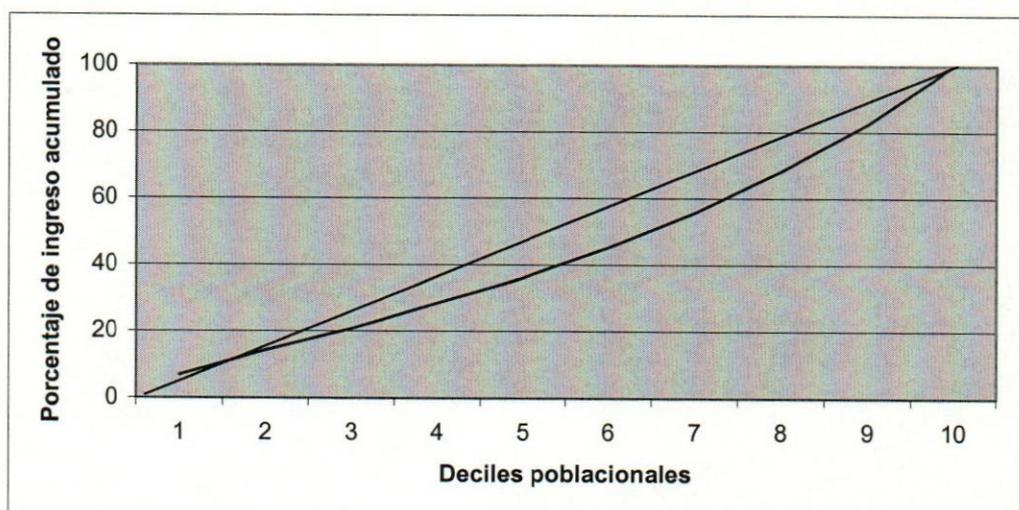
II.1.1.2 Curva de Lorenz para individuos de sexo femenino en Venezuela

Esta nos permite comparar el ingreso acumulado con el porcentaje de población de sexo femenino (segmentando a la población por sexo), evidenciando así si el nivel de ingreso ha mejorado a través del tiempo para las mujeres. En el eje de las abscisas se coloca el porcentaje de la población de sexo femenino y ordenando de menor a mayor el nivel de ingreso en el eje de las ordenadas, se señala el porcentaje de ingreso acumulado.

Esto nos permite evidenciar si ha mejorado o no la participación de las mujeres en el mercado laboral, mediante el aumento de los ingresos; ya que

como bien sabemos existe una brecha salarial entre hombres y mujeres, existiendo dificultad por parte de las mujeres al insertarse en el mercado laboral; a pesar que las mujeres poseen mayor prosegución escolar que los hombres, son estos ultimos los que poseen un mayor nivel de ingreso con respecto a los individuos de sexo femenino.

Gráfico N°3: Curva de Lorenz para individuos del sexo femenino en Venezuela



Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas.

Según Constance (1998), la marcada diferencia existente entre las mujeres en términos de participación en el mercado laboral y en potencial de ingresos resulta ser una de las causas más significativas de la inequidad económica en América Latina.

Para las mujeres, la opción de trabajar está determinada entre otros factores por los ingresos del esposo, por el número de hijos y en las sociedades más tradicionales por la productividad del trabajo doméstico.

En zonas rurales, las exigencias de la vida diaria también influyen, impidiéndole a las mujeres tomar medidas que les brinden más tiempo para obtener mayores ingresos.

Como se observa en la curva de Lorenz de los hombres comparándola con la curva de Lorenz de las mujeres, es en la segunda donde se observa una mayor desigualdad, ya que la curva de Lorenz se encuentra más alejada de la diagonal (línea de equidistribución) que representa una igualdad perfecta; por el contrario, la curva de Lorenz que representa a los individuos de sexo masculino es la que se encuentra más cercana a la diagonal.

Aproximación del coeficiente de Gini:

Como se menciona en el presente trabajo, una medida para calcular el área existente entre la línea de equidistribución y la Curva de Lorenz, es la aplicación del coeficiente de Gini, sin embargo tal estadístico presenta problemas de aplicación:

Por ser la data procesada en términos de deciles, en la gráfica solo se observa la relación entre cada uno de los deciles, no se observa la distribución dentro de cada decil, (no se posee la relación intra decil), al presentarse

imposibilidad en el cálculo del coeficiente de Gini tal aproximación no representa el área total entre la curva de Lorenz y la línea de equidistribución.

Como consecuencia se procede a aplicar una aproximación del coeficiente de Gini, resultando:

$$G = \frac{1}{2 * n^2 * \bar{\mu}} \sum_{y=1}^m \sum_{k=1}^m n_y * n_k | y_y - y_k | \quad 0 \leq G \leq 1$$

Aproximación del coeficiente de Gini para los niveles de ingreso de los individuos de sexo femenino en Venezuela:

$$\bar{\mu} = 72054,54 \quad \frac{1}{2 * n^2 * \bar{\mu}} = 1,02858E-18$$

$$n = 2597378$$

$$\sum_{y=1}^m \sum_{k=1}^m n_y * n_k | y_y - y_k | = 1,51924E+17$$

Obteniendo un G= 0,16, menor al obtenido por los individuos de sexo masculino, esto indicaría que las mujeres poseen una menor desigualdad con respecto a los individuos de sexo masculino en términos de los ingresos, sin embargo la curva de Lorenz del para los individuos de sexo femenino presenta una mayor desigualdad (mayor área), lo anterior no indica una contradicción, como se mencionó anteriormente la curva de Lorenz solo muestra la distribución entre deciles, para sustentar el bajo valor de la aproximación del

coeficiente de Gini que se obtiene para las mujeres con respecto a los hombres, se procedió a calcular las varianzas dentro de cada decil (Ver anexo N°2), obteniendo que para los diez deciles las varianzas intra deciles son menores en los individuos de sexo femenino, el cálculo de las varianzas intradeciles indica que las mujeres presentan una menor dispersión dentro de cada decil a diferencia de los individuos de sexo masculino, los cuales obtuvieron una varianza intra decil mayor. Lo anterior indica que los hombres poseen pequeñas diferencias en cuanto a los límites salariales (Curva de Lorenz), sin embargo dentro de cada rango de nivel de ingreso se observa una gran dispersión. A diferencia de las mujeres, las cuales poseen grandes diferencias en cuanto a los límites salariales, pero dentro de cada rango salarial ellas poseen una pequeña dispersión. Las mujeres culminan mayores grados de escolaridad (a diferencia de los hombres) como se evidenciará adelante en las curvas de años escolares aprobados, esto puede justificar la homogeneización en cuanto al grado profesional las mujeres (menor varianza), pero la mayor desigualdad entre los deciles se justifica por la experiencia, la cual es obtenida por los hombres de manera temprana.

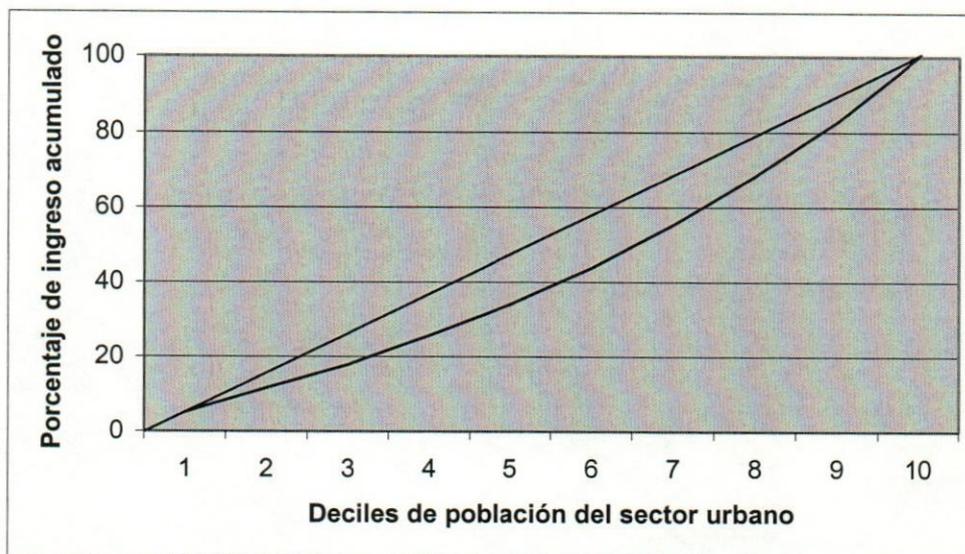
II.1.1.3 Curva de Lorenz para individuos pertenecientes al sector urbano en Venezuela

Esta nos permite comparar el ingreso acumulado con el porcentaje de población perteneciente al sector urbano (segmentando a la población por sectores), evidenciando así si el nivel de ingreso ha mejorado a través del tiempo para la población perteneciente a las zonas urbanas. En el eje de las abscisas se coloca el porcentaje de la población acumulada de dicho sector (urbano) y ordenando de menor a mayor el nivel de ingreso en el eje de las ordenadas, se señala el porcentaje de ingreso acumulado.

Según Haussman (1998) entre las principales razones de la desigualdad en América Latina se encuentra las diferencias entre las sociedades urbanas y rurales. En el campo hay cierta igualdad entre la mayoría de la población. Pero en las áreas urbanas el ingreso promedio es mucho más alto, que en las áreas rurales, de manera que a medida que crecen las áreas urbanas hay mas disparidad en términos estadísticos. En América Latina hay unos cuatro habitantes rurales por cada seis residentes urbanos lo cual acentúa ese efecto.

(P.6)

Gráfico N°4: . Curva de Lorenz para individuos pertenecientes al sector urbano en Venezuela



Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas.

El presente gráfico demuestra una mayor desigualdad, como lo indicó Riutort (1999) donde indica que la desigualdad de los ingresos esta mejor explicada por las disparidades regionales en un 24% y por las diferencias en ámbito urbano-rural en un 16% (P.4). Este gráfico se presenta más alejado de la diagonal principal con respecto a los gráficos que representan la distribución de los niveles de ingresos para ambos sexos.

Aproximación del coeficiente de Gini:

Como se menciona en el presente trabajo, una medida para calcular el área existente entre la línea de equidistribución y la Curva de Lorenz, es la

aplicación del coeficiente de Gini, sin embargo tal estadístico presenta problemas de aplicación:

Por ser la data procesada en términos de deciles, en la gráfica solo se observa la relación entre cada uno de los deciles, no se observa la distribución dentro de cada decil, (no se posee la relación intra decil), al presentarse imposibilidad en el cálculo del coeficiente de Gini tal aproximación no representa el área total entre la Curva de Lorenz y la línea de equidistribución.

Como consecuencia se procede a aplicar una aproximación del coeficiente de Gini, resultando:

$$G = \frac{1}{2 * n^2 * \bar{\mu}} \sum_{y=1}^m \sum_{k=1}^m n_y * n_k | y_y - y_k | \quad 0 \leq G \leq 1$$

Aproximación del coeficiente de Gini para los niveles de ingreso de los individuos pertenecientes al sector urbano:

$$\bar{\mu} = 92876,49$$

$$n = 6515199$$

$$\frac{1}{2 * n^2 * \bar{\mu}} = 1,26826E-19$$

$\sum_{y=1}^m \sum_{k=1}^m$

$$n_y * n_k | y_y - y_k | = 1,25672E+18$$

$y=1 \quad k=1$

Resultando un $G = 0,16$, lo cual indica una baja desigualdad, sin embargo la gráfica demuestra lo contrario, la explicación es similar a la

mencionada en la distribución del ingreso para los individuos de sexo femenino, por tomar la gráfica solo la distribución entre los deciles, se procedió a calcular las varianzas dentro de cada decil, obteniendo varianzas bajas (Ver anexo N°3) explicando así el valor obtenido en la aproximación del coeficiente de Gini en el sector urbano por medio de la relación intra -decil.

II.1.1.4 Curva de Lorenz para individuos pertenecientes al sector rural en Venezuela

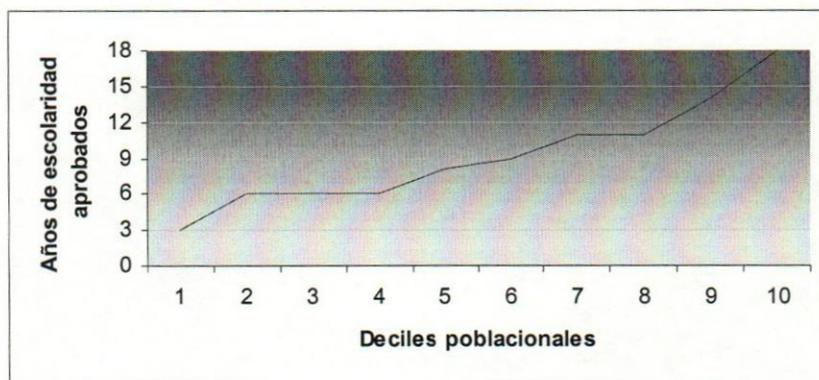
Esta nos permite comparar el ingreso acumulado con el porcentaje de población perteneciente al sector rural (segmentando a la población por sectores), evidenciando así si el nivel de ingreso ha mejorado a través del tiempo para la población perteneciente a las zonas rurales. En el eje de las abscisas se coloca el porcentaje de la población acumulada de dicho sector y ordenando de menor a mayor el nivel de ingreso en el eje de las ordenadas, se señala el porcentaje de ingreso acumulado.

Con respecto a la Curva de Lorenz correspondiente al sector rural, se argumenta que la obtención de la misma, no se puede llevar a cabo por posibles problemas de calidad en los datos utilizados para realizar esta sección, igualmente el cálculo de la aproximación del coeficiente de Gini no se puede obtener, ya que este es una aplicación de la Curva de Lorenz.

II. 2 Comportamiento de la educación en Venezuela

Con esta curva se desea comparar los años de escolaridad acumulados (eje Y), con el porcentaje de la población acumulada (eje X), observando así la caída o el alza en la mejora de la escolaridad a través del tiempo. Hay que destacar que dicha mejora esta referida a la masificación de la escolaridad; es decir, cobertura, esto no implica calidad de la misma, ya que la curva muestra que porcentaje de personas culminan los niveles educativos (prosecución escolar).

Gráfico N °5: Años aprobados de escolaridad para la población en Venezuela



Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas.

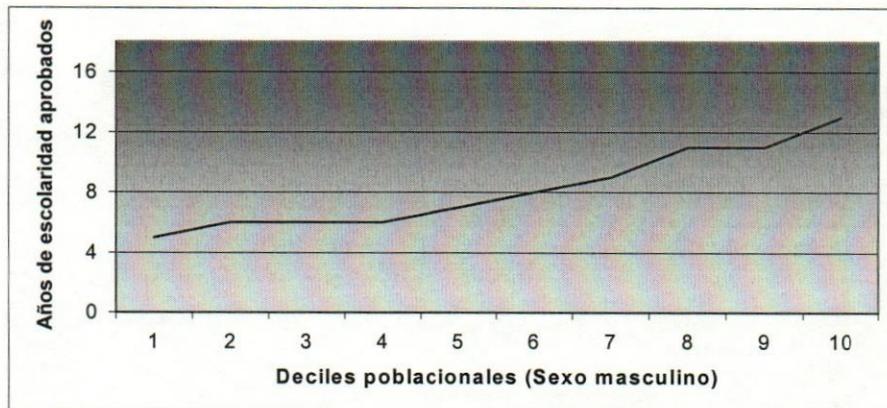
En el anterior gráfico se observa que si existe una prosecución escolar, sin embargo la mayoría de la población no culmina los tres niveles educativos,

un 40% de la población ha culminado el nivel de primaria o niveles inferiores a la misma, solo un 20% de la población ha culminado los tres niveles educativos o años inferiores (primaria, secundaria, superior).

II.2.1 Comportamiento de la educación para individuos del sexo masculino en Venezuela

Esta Curva de nos permite comparar la prosecución escolar con respecto al porcentaje de población de sexo masculino, evidenciando si los años de escolaridad culminados han mejorado a través del tiempo para los hombres. En el eje de las abscisas se coloca el porcentaje de la población acumulada del sexo masculino y ordenando de menor a mayor los años de escolaridad aprobados en el eje de las ordenadas, se señala la prosecución escolar.

Gráfico N°6: Años de escolaridad aprobados para individuos del sexo masculino en Venezuela



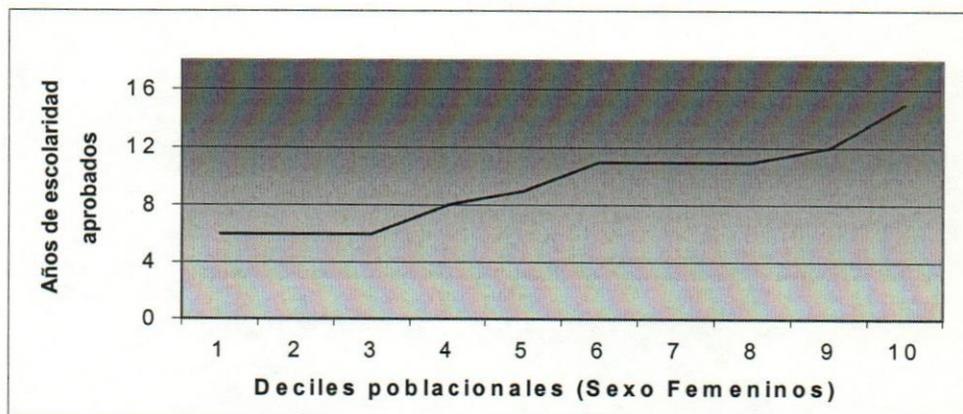
Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas.

El presente gráfico indica que la población del sexo masculino, no culminan los tres niveles educativos, la mayoría de los hombres que entran en el mercado de trabajo posee una educación correspondiente al nivel primario, esto sustenta lo explicado en la tabla II de la sección I.IV (p.29), donde la tasa de retorno indica que la mano de obra presentada ha aprobado en su mayoría el nivel primario (se debe recordar que la tabla II toma en cuenta ambos sexos), el 50% de la población masculina esta compuesta por individuos que han culminado la primaria o menos años escolares.

II.2.2 Comportamiento de la educación para individuos del sexo femenino en Venezuela

Esta curva de nos permite comparar la prosecución escolar con respecto al porcentaje de población de sexo femenino, evidenciando sí los años de escolaridad culminados han mejorado a través del tiempo para las mujeres. En el eje de las abscisas se coloca el porcentaje de la población acumulada del sexo femenino y ordenando de menor a mayor los años de escolaridad aprobados en el eje de las ordenadas, se señala la prosecución escolar.

Gráfico N°7: Años de escolaridad aprobados para individuos de sexo femenino en Venezuela



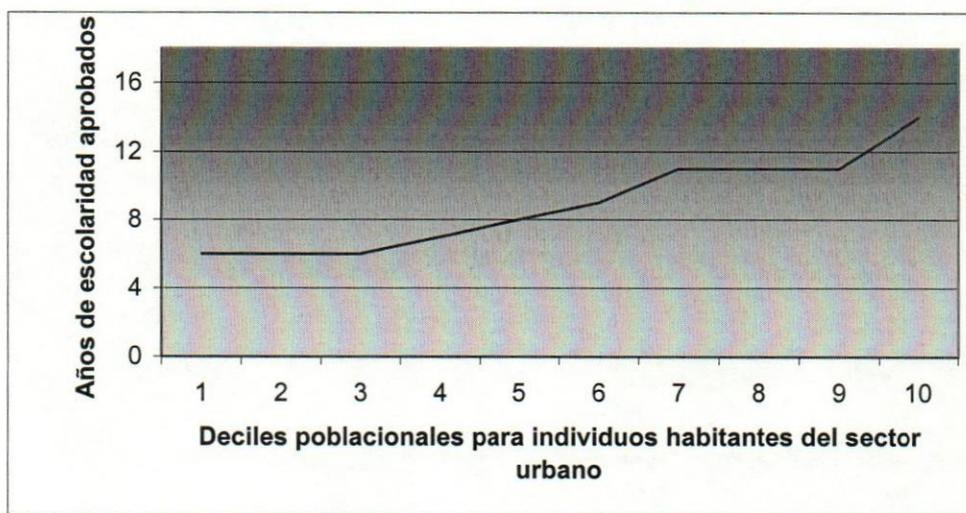
Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. *Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997*, Caracas.

Los individuos de sexo femenino presentan una prosecución escolar hasta el nivel universitario, el gráfico indica que el 60% de la población de mujeres aprueba el nivel secundario o niveles educativos inferiores, a diferencia de los hombres, las mujeres culminan más años escolares que los hombres, al menos el 30% de la población femenina han culminado la primaria o niveles inferiores, por lo tanto existe un 30% de la mujeres que participan en el nivel secundario, esto no implica haber culminado los dos niveles educativos. Aunque el número de mujeres que culminan los tres niveles educativos es pequeño, este número es mayor con respecto al de los hombres.

II.2.3 Comportamiento de la educación para individuos pertenecientes al sector urbano en Venezuela

Esta curva nos permite comparar los años aprobados de escolaridad con el porcentaje de población perteneciente al sector urbano (segmentando a la población por sectores), evidenciando si la prosecución escolar ha mejorado a través del tiempo para la población perteneciente a las zonas urbanas. En el eje de las abscisas se colocó el porcentaje de la población acumulada de dicho sector y ordenando de menor a mayor los años de escolaridad aprobados en el eje de las ordenadas.

Gráfico N°8: Años de escolaridad aprobados para individuos pertenecientes al sector urbano en Venezuela



Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas.

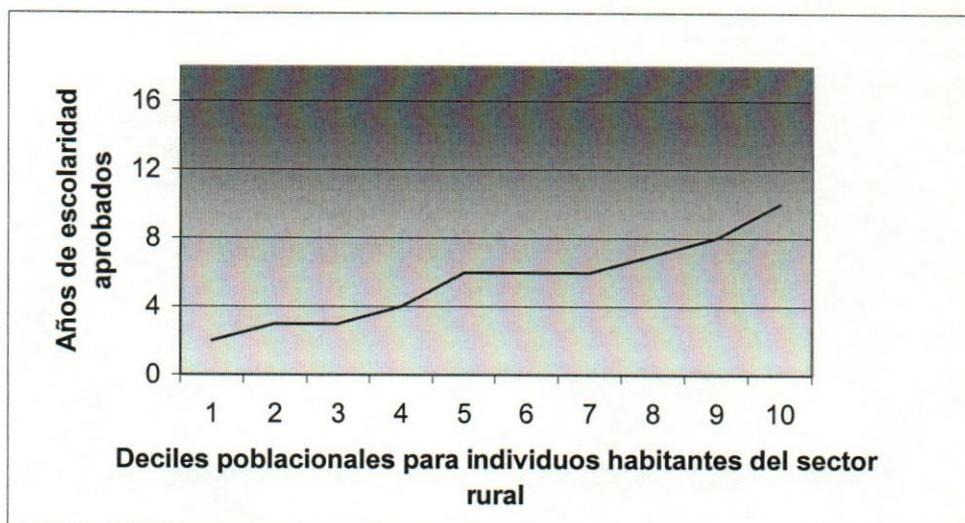
El gráfico presenta que un 30% de la población del sector urbano ha culminado la primaria o niveles educativos inferiores y sólo un 10% de la población de dicho sector ha culminado los tres niveles educativos.

II.2.4 Comportamiento de la educación para individuos pertenecientes al sector rural en Venezuela

Esta curva nos permite comparar los años aprobados de escolaridad con el porcentaje de población perteneciente al sector rural (segmentando a la población por sectores), evidenciando si la prosecución escolar ha mejorado a través del tiempo para la población perteneciente a las zonas rurales. En el eje de las abscisas se colocó el porcentaje de la población acumulada de dicho sector y ordenando de menor a mayor los años de escolaridad aprobados en el eje de las ordenadas.

Dado que la agricultura de subsistencia demanda mucha mano de obra, las mujeres optan por tener más hijos para aumentar la productividad de sus cultivos, impidiéndole tanto a las mujeres como a sus hijos aceptar un régimen educativo formal, aunque deseen que sus niños asistan a la escuela, los requisitos de corto plazo de la agricultura y la falta de dinero hacen más difícil que los hijos de campesinos reciban una educación que supere los niveles más rudimentarios.

Gráfico N°9: Años de escolaridad aprobados para individuos pertenecientes al sector rural en Venezuela



Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas.

En el gráfico que representa los años aprobados para los individuos del sector rural, se observa que son menores los niveles culminados con respecto al sector urbano, los individuos de dicho sector no ingresan al nivel universitario, el 50% culmina la primaria o niveles inferiores el otro 50% culmina la secundaria o niveles inferiores, aquí se evidencia la dificultad por parte de los individuos de culminar los tres niveles educativos en el sector rural.

II.3 Coeficiente de variación:

Se sabe que una caída en la variación de los años de escolaridad (implicando un aumento de la tasa de retorno de la educación), ocasiona una caída en la desigualdad del ingreso. Con la ayuda de una medida estándar de desigualdad, la cual es el coeficiente de variación podemos observar el efecto que tiene la media en la escolaridad con respecto a la desigualdad educativa.

$$(1) \text{ Coeficiente de variación} = \text{desviación estándar} / \text{media}$$

Este es un indicador perteneciente a los de la clase de Lorenz, este es agregable, en el sentido de que la desigualdad total puede ser descrita como una función de las medias sectoriales, las desigualdades sectoriales y de la porción o porciones sectoriales de la población.

$$(2) \quad I = I(\mu_1, \mu_2, l_1, l_2, X)$$

Si este indicador tiene un comportamiento en donde $(\partial I / \partial X)_{X=0} > 0$, esto indica que la desigualdad se incrementa cuando empieza el proceso de desarrollo.

De este indicador se puede intuir, que cuando la escolaridad media se incrementa a una tasa más rápida que la desviación se originan desviaciones en la desigualdad media ajustada. Sin embargo, debemos notar que un aumento en la media no implica un aumento en la calidad educativa.

Notese que el coeficiente de variación es independiente de las unidades usadas, por esa razón es útil al comparar distribuciones con unidades

diferentes. Una de las maneras de obviar la insensibilidad de la desviación absoluta de la media es otorgarle mayor peso a las desviaciones más grandes respecto a ella.

Cuadro N°1: Desviación Estándar, Media, Coef. Variación para años de escolaridad aprobados / Log. ingreso:

	Desviación estándar (1)	Media (2)	Coef. Variación = (1)/(2)
Años de escolaridad aprobados	4,09	7,96	0,514
Log. ingreso	0,97	11,043	0,088

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Se observa que el coeficiente de variación de los años de escolaridad posee una gran diferencia con respecto al coeficiente de variación del ingreso, debido a que este último presenta una media elevada.

Cuadro N°2 : Desviación Estándar, Media, Coef. Variación para años de escolaridad aprobados / Log. ingreso por sexo:

	Desviación estándar (1)	Media (2)	Coef. Variación = (1)/(2)
Sexo femenino			
Años de escolaridad aprobados	4,16	8,87	0,469
Log. ingreso	0,991	10,830	0,091
Sexo femenino	0	1	0
Dummy sexo	0	0	0
Sexo masculino			
Años de escolaridad aprobados	3,97	7,51	0,529
Log. ingreso	0,942	11,150	0,085
Sexo femenino	0	1	0
Dummy sexo	0	0	0

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Comparando ambos sexos se evidencia que a pesar que las mujeres poseen menor dispersión en los años de escolaridad completados, son los hombres lo que tienen una menor dispersión en los ingresos, esto demuestra las dificultades que enfrentan las mujeres al insertarse en el mercado laboral.

Cuadro N°3 : Desviación Estándar, Media, Coef. Variación para años de escolaridad aprobados / Log. ingreso por sector:

	Desviación Estándar (1)	Media (2)	Coef. Variación = (1)/(2)
Sector urbano			
Años de escolaridad aprobados	3,97	8,51	0,467
Log. ingreso	0,955	11,117	0,086
Sector urbano	0	1	0
Sector rural	0	0	0
Sector rural			
Años de escolaridad aprobados	3,57	5,22	0,684
Log. ingreso	0,960	10,662	0,090
Sector urbano	0	0	0
Sector rural	0	1	0

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Este resultado arroja comparando ambos sectores que el sector urbano posee una menor dispersión tanto en los años completados de escolaridad como en los ingresos, esto se explica ya que la media tanto escolar como en el ingreso es mayor en el sector urbano.

Cuadro N°4: Desviación Estándar, Media, Coef. Variación para años de escolaridad aprobados / Log. ingreso por cohorte:

Individuos viejos	Desviación estándar (1)	Media (2)	Coef. Variación = (1)/(2)
Años de escolaridad aprobados	4,55	6,36	0,715408805
Log. ingreso	1,0635	11,0469	0,096271352
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	1	0
Individuos adultos			
Años de escolaridad aprobados	4,01	8,52	0,470657277
Log. ingreso	1,003	11,1473	0,089976945
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	1	0
Cohort3	0	0	0
Individuos jóvenes			
Años de escolaridad aprobados	3,46	8,51	0,406580494
Log. ingreso	0,8376	10,9227	0,076684336
Cohort1	0	1	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	0	0

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Si se analizan los años de escolaridad completados con el tiempo, se observa que la media escolar ha aumentado; por lo tanto la corte 3(viejos) posee una mayor dispersión escolar con respecto a la cohorte 2 (adultos) y la cohorte 1 (jóvenes), como también se observa que la dispersión en los salarios ha disminuido a través de las cohortes (conforme pasa el tiempo); sin embargo, ambas disminuciones no ocurren al mismo ritmo, evidenciando, que no solo se

debe tomar en cuenta la educación, sino también la situación económica del país.

Cuadro N°5: Desviación Estándar, Media, Coef. Variación para años de escolaridad aprobados / Log. ingreso por cohorte y sector:

Individuos viejos del sector rural	Desviación Estándar (1)	Media (2)	Coef. Variación = (1)/ (2)
Años de escolaridad aprobados	3,25	3,09	1,052
Log. ingreso	0,877	10,664	0,082
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	1	0
Sector urbano	0	0	0
Individuos viejos del sector urbano			
Años de escolaridad aprobados	4,48	7,11	0,630
Log. ingreso	1,083	11,134	0,097
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	1	0
Sector urbano	0	1	0

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Comparando ambos sectores para una misma cohorte (viejos), se observa una gran diferencia en cuanto a la dispersión escolar, sustentada en la marcada diferencia de la media escolar; esto se debe a la gran movilización de los individuos del sector rural hacia el urbano, a pesar de que el sector urbano posee una mayor media escolar, la dispersión de los ingresos es mayor.

Cuadro N° 6: Desviación Estándar, Media, Coef. Variación para años de escolaridad aprobados / Log. ingreso por cohorte y sector:

Individuos adultos de sector rural	desviación estándar (1)	media (2)	coef. variación = (1)/(2)
Años de escolaridad aprobados	3,51	5,87	0,597955707
Log. ingreso	1,1401	10,7428	0,106126894
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	1	0
Cohort3	0	0	0
Sector urbano	0	0	0
Individuos adultos del sector urbano			
Años de escolaridad aprobados	3,92	8,95	0,437988827
Log. ingreso	0,9642	11,2112	0,086003282
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	1	0
Cohort3	0	0	0
Sector urbano	0	1	0

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

En cuanto a los adultos se observa igualmente una menor dispersión en la educación en el sector urbano, sustentada en la mayor media escolar que dicho sector posee, a diferencia de la cohorte 3 (viejos) los adultos poseen igualmente una menor dispersión en los salarios en el sector urbano.

Cuadro N°7: Desviación Estándar, Media, Coef. Variación para años de escolaridad aprobados / Log. ingreso por cohorte y sector:

Individuos jóvenes del sector rural	Desviación estándar (1)	Media (2)	Coef. Variación = (1) / (2)
Años de escolaridad aprobados	3,12	6,29	0,496
Log. ingreso	0,831	10,589	0,079
Cohort1	0	1	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	0	0
Sector urbano	0	0	0
Individuos jóvenes del sector urbano			
Años de escolaridad aprobados	3,34	9	0,371
Log. ingreso	0,822	10,993	0,075
Cohort1	0	1	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	0	0
Sector urbano	0	1	0

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Comparando a los jóvenes de ambos sectores, continúa siendo el sector urbano el que posee una mayor media y una menor dispersión escolar, comparando a los jóvenes con los adultos y los viejos la dispersión salarial ha disminuído; es decir conforme ha transcurrido el tiempo esta ha disminuído consistentemente.

Cuadro N° 8: Desviación Estándar, Media, Coef. Variación para años de escolaridad aprobados / Log. ingreso por sexo y sector:

Sexo femenino del sector rural	desviación estándar (1)	media (2)	coef. variación = (1) / (2)
Años de escolaridad aprobados	4,08	6,16	0,662
Log. ingreso	0,959	10,308	0,093
Sector urbano	0	0	0
Dummy sexo	0	0	0
Sexo femenino del sector urbano			
Años de escolaridad aprobados	4,06	9,19	0,442
Log. ingreso	0,977	10,888	0,090
Sector urbano	0	1	0
Dummy sexo	0	0	0

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Analizando los individuos de sexo femenino en ambos sectores, se observa igualmente una mayor media y una menor dispersión escolar en el sector urbano, las mujeres en el sector rural poseen una mayor productividad doméstica; es decir, el costo de oportunidad de que estas asistan a una educación formal es muy elevado.

Cuadro N° 9: Desviación Estándar, Media, Coef. Variación para años de escolaridad aprobados / Log. ingreso por sexo y sector:

Sexo masculino del sector rural	Desviación estándar(1)	Media (2)	Coef. Variación = (1) / (2)
Años de escolaridad aprobados	3,37	4,98	0,677
Log. ingreso	0,938	10,754	0,087
Sector urbano	0	0	0
Dummy sexo	0	1	0
Sexo masculino del sector urbano			
Años de escolaridad aprobados	3,86	8,13	0,475
Log. ingreso	0,918	11,244	0,082
Sector urbano	0	1	0
Dummy sexo	0	1	0

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Igualmente la educación posee una mayor media y una menor dispersión para los hombres en el sector urbano que en el sector rural, en cuanto a los ingresos estos poseen una menor dispersión en el sector urbano, esto sustentado también en la mayor media de los ingresos en dicho sector.

Cuadro N°10: Desviación Estándar, Media, Coef. Variación para años de escolaridad aprobados / Log.ingreso por sexo y cohorte:

Sexo femenino (viejos)	Desviación estándar (1)	Media (2)	coef.variación = (1) / (2)
Años de escolaridad aprobados	4,72	6,77	0,697
Log.ingreso	1,111	10,714	0,104
Dummy sexo	0	0	0
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	1	0
Sexo femenino (adultos)			
Años de escolaridad aprobados	4,08	9,26	0,441
Log.ingreso	0,967	10,931	0,088
Dummy sexo	0	0	0
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	1	0
Cohort3	0	0	0
Sexo femenino (jóvenes)			
Años de escolaridad aprobados	3,23	9,87	0,327
Log.ingreso	0,915	10,782	0,085
Dummy sexo	0	0	0
Cohort1	0	1	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	0	0

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Se observa que conforme ha transcurrido el tiempo la media educacional del sexo femenino ha aumentado, esto explica la disminución de la dispersión de la media escolar, en cuanto al ingreso la media ha aumentado y la dispersión

ha disminuido pero no al mismo ritmo que los años de escolaridad, nuevamente esto sustenta la dificultad que posee el sexo femenino de insertarse en el mercado laboral.

Cuadro N°11: Desviación Estándar, Media, Coef. Variación para años de escolaridad aprobados / Log. ingreso por sexo y cohorte:

Sexo masculino (viejos)	Desviación Estándar (1)	Media (2)	Coef. Variación = (1) / (2)
Años de escolaridad aprobados	4,47	6,17	0,724
Log. ingreso	1,007	11,194	0,090
Dummy sexo	0	1	0
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	1	0
Sexo masculino (adultos)			
Años de escolaridad aprobados	3,91	8,1	0,483
Log. ingreso	1,002	11,271	0,089
Dummy sexo	0	1	0
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	1	0
Cohort3	0	0	0
Sexo masculino (jóvenes)			
Años de escolaridad aprobados	3,38	7,88	0,429
Log. ingreso	0,791	10,988	0,072
Dummy sexo	0	1	0
Cohort1	0	1	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	0	0

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Tomando en cuenta los individuos de sexo masculino a través de las tres cohortes, se evidencia, que la dispersión escolar ha disminuido, como también la dispersión del ingreso; sin embargo, la media salarial tanto de los hombres como las mujeres adultas (cohorte 2) aumentó y luego disminuye en los jóvenes de ambos sexo (cohorte 1).

Cuadro N° 12: Desviación Estándar, Media, Coef. Variación para años de escolaridad aprobados / Log. ingreso por sexo, cohorte y sector:

Sexo femenino (viejos) del sector rural	Desviación Estándar (1)	Media(2)	Coef. variación = (1) / (2)
Años de escolaridad aprobados	3,74	3,06	1,222
Log. ingreso	0,840	10,140	0,083
Dummy sexo	0	0	0
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	1	0
Sector urbano	0	0	0
Sexo masculino (viejos) del sector rural			
Años de escolaridad aprobados	3,12	3,1	1,006
Log. ingreso	0,838	10,790	0,078
Dummy sexo	0	1	0
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	1	0
Sector urbano	0	0	0

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Comparando ambos sexos de la misma cohorte (viejos) en el sector rural, se observa que la media escolar es mayor en los hombres con respecto a las mujeres igualmente la dispersión escolar es menor en el sexo masculino, pero ambas (dispersión escolar y salarial) poseen una leve diferencia, como también el sexo femenino posee una mayor dispersión salarial con respecto a los individuos de sexo masculino.

Cuadro N° 13: Desviación Estándar, Media, Coef. Variación para años de escolaridad aprobados / Log. ingreso por sexo, cohorte y sector:

Sexo femenino (viejos) del sector urbano	Desviación estándar (1)	Media (2)	Coef. Variación = (1) / (2)
Años de escolaridad aprobados	4,61	7,28	0,633
Log. ingreso	1,120	10,790	0,104
Dummy sexo	0	0	0
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	1	0
Sector urbano	0	1	0
Sexo masculino (viejos) del sector urbano			
Años de escolaridad aprobados	4,41	7,03	0,627
Log. ingreso	1,021	11,305	0,090
Dummy sexo	0	1	0
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	1	0
Sector urbano	0	1	0

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Observando la misma cohorte (viejos) de ambos sexos en el sector urbano, la media escolar es mayor en el sexo femenino (contrario al sector rural donde son los hombres), esto evidencia la posición que tiene la mujer en el sector rural y su dificultad al elegir entre completar los estudios formales o dedicarse al trabajo doméstico; sin embargo la dispersión salarial es menor en los hombres urbanos (viejos), esto explica nuevamente la dificultad de las mujeres de obtener un trabajo.

Cuadro N°14: Desviación Estándar, Media, Coef.Variación para años de escolaridad aprobados / Log.ingreso por sexo, cohorte y sector:

Sexo femenino (adultos) del sector rural	Desviación estándar (1)	Media (2)	Coef.Variación = (1) / (2)
Años de escolaridad aprobados	3,68	6,64	0,554
Log.ingreso	0,987	10,437	0,095
Dummy sexo	0	0	0
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	1	0
Cohort3	0	0	0
Sector urbano	0	0	0
Sexo masculino (adultos) del sector rural			
Años de escolaridad aprobados	3,41	5,6	0,609
Log.ingreso	1,170	10,846	0,108
Dummy sexo	0	1	0
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	1	0
Cohort3	0	0	0
Sector urbano	0	0	0

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

A diferencia de los hombres rurales (viejos), en esta cohorte (adultos) son las mujeres las que poseen mayor media escolar y con mayor diferencia, igualmente presentan una menor dispersión escolar con respecto a los hombres, otra diferencia es la dispersión salarial, en esta cohorte las mujeres poseen menor dispersión salarial con respecto a los hombres, a diferencia de la cohorte 3 donde son los hombres los que poseen menor dispersión en los salarios.

Cuadro N° 15: Desviación Estándar, Media, Coef. Variación para años de escolaridad aprobados / Log. ingreso por sexo, cohorte y sector:

Sexo femenino (adultos) del sector urbano	Desviación estándar (1)	Media (2)	Coef. Variación = (1) / (2)
Años de escolaridad aprobados	4,02	9,54	0,421
Log. ingreso	0,950	10,983	0,086
Dummy sexo	0	0	0
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	1	0
Cohort3	0	0	0
Sector urbano	0	1	0
Sexo masculino (adultos) del sector urbano			
Años de escolaridad aprobados	3,81	8,58	0,444
Log. ingreso	0,946	11,352	0,083
Dummy sexo	0	1	0
Cohort1	0	0	0
Cohort2	0	1	0
Cohort3	0	0	0
Sector urbano	0	1	0

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Se observa tomando en cuenta el sector urbano que el sexo femenino (jóvenes) posee mayor media escolar y menor dispersión escolar a diferencia de los hombres, esto ha sucedido a partir de la cohorte 2; esto significa que a medida que ha pasado el tiempo las mujeres han completado mayor número de años de escolaridad que los hombres. El sexo femenino en el sector rural ha disminuido su dispersión escolar (debido al aumento de la media escolar), en las tres cohortes. Sin embargo tomando en cuenta la dispersión salarial de ambos sexos en el sector urbano no se evidencia gran diferencia.

Cuadro N° 16: Desviación Estándar, Media, Coef. Variación para años de escolaridad aprobados / Log. ingreso por sexo, cohorte y sector:

Sexo femenino (jóvenes) del sector rural	Desviación estándar (1)	Media (2)	Coef. Variación = (1) / (2)
Años de escolaridad aprobados	3,23	8,15	0,396
Log. ingreso	0,996	10,288	0,097
Dummy sexo	0	0	0
Cohort1	0	1	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	0	0
Sector urbano	0	0	0
Sexo masculino (jóvenes) del sector rural			
Años de escolaridad aprobados	2,95	5,89	0,501
Log. ingreso	0,778	10,652	0,073
Dummy sexo	0	1	0
Cohort1	0	1	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	0	0
Sector urbano	0	0	0

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Según la cohorte de los jóvenes en el sector rural, la media escolar del sexo femenino es mayor con respecto al sexo masculino, siendo la dispersión escolar menor en las mujeres que en los hombres, se observa como las mujeres rurales han aumentado su media escolar a través del tiempo (las tres cohortes) sin embargo la dispersión salarial es menor en los hombres rurales que en las mujeres rurales (jóvenes).

Cuadro N° 17: Desviación Estándar, Media, Coef. Variación para años de escolaridad aprobados / Log. ingreso po sexo, cohorte y sector:

Sexo femenino (jóvenes) del sector urbano	Desviación estándar (1)	Media (2)	Coef. Variación = (1) / (2)
Años de escolaridad aprobados	3,18	10,06	0,316
Log. ingreso	0,890	10,834	0,082
Dummy sexo	0	0	0
Cohort1	0	1	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	0	0
Sector urbano	0	1	0
Sexo masculino (jóvenes) del sector urbano			
Años de escolaridad aprobados	3,29	8,43	0,390
Log. ingreso	0,770	11,078	0,069
Dummy sexo	0	1	0
Cohort1	0	1	0
Cohort2	0	0	0
Cohort3	0	0	0
Sector urbano	0	1	0

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Se observa que a través de tiempo las mujeres del sector urbano han aumentado su media escolar, elevando la diferencia de la misma con respecto a los hombres, la dispersión escolar es menor en las mujeres que en los hombres; sin embargo la dispersión salarial es menor en los hombres con respecto a las mujeres, esto evidencia una vez más la dificultad que posee el sexo femenino al momento de insertarse en el mercado laboral.

Capítulo III

Aplicación del Modelo de Lam & Levinson a Venezuela

Se debe tomar en cuenta que las variables implicadas en el estudio, las cuales son ingreso personal medido a través del logaritmo del ingreso personal y la educación medida mediante los últimos años de escolaridad aprobados por cada individuo, poseen doble causalidad, ya que no podemos afirmar que por los niveles de educación se puede determinar el nivel de ingreso de una persona, debido a que también los niveles de ingresos determinan la escogencia o no de la participación por parte del individuo en el sistema educativo formal, el presente trabajo se concreta solo a una dirección de causalidad; es decir, la influencia que poseen los años de escolaridad completados en el nivel de ingreso de los individuos, ya que se pretende evaluar si las variaciones en la distribución de la educación inciden en las variaciones de la distribución del ingreso, evaluado para el año 1997.

Díaz (1997): "La distribución del ingreso es un conjunto que muestra la dispersión de los ingresos a lo largo de los distintos agentes que interactúan en una sociedad".

Según Márquez (citado en Díaz, 1997), se deben tomar en cuenta dos visiones fundamentales respecto a la distribución del ingreso:

✓ La primera de ellas separa el total del ingreso en dos porciones, una de ellas provenientes del capital y otras que tiene su origen en el trabajo. A esto se le conoce como la distribución factorial del ingreso.

✓ La segunda, señala la distribución de los hogares o familias por intervalos de ingresos, con lo cual se hace referencia a ella como *distribución personal del ingreso*.

Además en Márquez (citado por Díaz, 1997), aclara que existe una diferencia entre los conceptos de distribución del ingreso total de los hogares (este toma en cuenta el ingreso que en promedio es percibido por cada uno de los hogares independientemente del número de miembros presentes en ellos) y de la distribución del *ingreso per cápita* (es la simple media aritmética del ingreso, es decir, es el ingreso que en promedio recibe cada uno de los individuos de un país); este último es la base del presente estudio (P. 60).

Para nuestro estudio se utilizaron datos proporcionados por la Oficina Central de Estadística e Informática (OCEI) de la encuesta de hogares por muestreo y los indicadores de la fuerza de trabajo para el año 1997 utilizando una muestra de 14000 hogares para una población ocupada de 7812385 individuos. La unidad de observación de la base de datos, es el individuo perteneciente a la población económicamente activa, utilizando cohortes de la población lo cual nos proporcionará información del nivel educativo de la época.

III.1 Análisis del Modelo de Logaritmo del Ingreso:

Basado en Lam y Levison

La base de este estudio, esta enfocado fundamentalmente, en el modelo desarrollado por Lam & Levinson (1992), el cual analiza la relación entre la distribución de los años de escolaridad de la población y la distribución del ingreso.

Una manera de enlazar la distribución de la escolaridad con la distribución del ingreso, es mediante una simple ecuación semi - logarítmica del ingreso, conocida como ecuación de Mincer.¹⁵

Las estimaciones hechas con estimaciones "mincerianas" solo consideran los costos de oportunidad (ingreso que obtendría la persona si dedica su tiempo a trabajar en vez de estudiar) y no incorpora los costos directos (matrícula y pensiones). Es muy probable que por esta importante omisión se obtengan tasas de retorno más altas para la educación superior que para la educación primaria.

¹⁵ Vathroder (1996): "La transformación logarítmica de los datos de ingreso comprime la escala de la medición y elimina o por lo menos reduce la heteroscedasticidad".

La ecuación de Mincer permite captar el efecto que la educación tiene sobre la capacidad de generar ingresos. La educación es definida operativamente como los años de escolaridad. Esta ecuación se ha utilizado en la estimación del salario, basada en la educación, experiencia y las credenciales, para diferentes tipos de países, donde los resultados condujeron a la comprobación de que los años de educación es un determinante importante de las diferencias salariales.

Primera Etapa del modelo:

La ecuación usada por Lam & Levinson, sigue el patrón de las estimaciones "mincerianas", la cual se presenta de la manera siguiente:

$$(I) \text{LN } Y_i = \chi + \beta * S_i + \mu_i$$

Donde:

$\text{LN } Y_i$ = Logaritmo neperiano del ingreso laboral del *i-ésimo* individuo.

S_i = Años de escolaridad del *i-ésimo* individuo.

μ_i = Residuos representado por todos los demás determinantes del ingreso del *i-ésimo* individuo, que no se incluyen en la estimación.

Este método nos da la varianción promedio de las variables explicativas con respecto a la que se va explicar.

La tasa de retorno de la educación viene dada por el coeficiente β , que acompaña a la variable independiente años de escolaridad, este β representa en cuanto por ciento se incrementa el ingreso per cápita por cada año de escolaridad adicional cursada.

$$(1) \text{Ln } Y_i = 10.36696 + 0.078103 * S_i$$

Rápidamente eso significa, que para un año adicional en educación, el ingreso se incrementa en 7.81%.

El modelo general, presenta un coeficiente de determinación ajustado (\bar{R}^2), por debajo del 0.1 (Ver anexo N°4), lo que hace suponer que es poco confiable a la hora de explicar el logaritmo del ingreso mediante los años de escolaridad aprobados.¹⁶

Se debe estar consciente que esta ecuación es usada para una explicación poco precisa, por lo que se procede a utilizar una de un tipo más específico, en el sentido que incluye más información a la hora de realizar la estimación, esta nueva ecuación resultará conveniente en el sentido que se obtendrá un coeficiente β (tasa de retorno), que servirá de manera estándar,

¹⁶ Las regresiones utilizadas en este estudio, presentan tanto un R^2 como un \bar{R}^2 , relativamente bajo. Se debe aclarar que no es fin de este trabajo, ajustar una regresión de mayor R^2 (\bar{R}^2), sino estudiar el efecto de las variables escolares sobre la determinación de los ingresos y su distribución.

para ser usada a la hora de realizar los cálculos de cómo se ve explicada un cambio en el logaritmo del ingreso, específicamente se utilizará como factor multiplicador la varianza explicada de nuestra ecuación de coeficientes de variación, en pocas palabras será utilizada para la segunda etapa del modelo de Lam & Levinson a ser desarrollado en este estudio. Se deja en claro que el nivel de significación a ser utilizado es el correspondiente al uno por ciento ($\alpha=1\%$).

La ecuación a la cual se refiere este estudio, se plantea tomando en cuenta la realidad laboral del país, en el sentido que solo se segmenta tomando los siguientes criterios: individuo masculino, habitante del sector urbano, perteneciente a la cohorte 2 y la cohorte 3; estas últimas definidas mediante el siguiente patrón:

Cohorte2: individuos ubicados entre 31 y 45 años de edad.

Cohorte3: individuos ubicados entre los 46 y 65 años de edad.

Todos estos individuos pertenecen a la fuerza de trabajo.

La ecuación a regresionar, que será tomada para calcular, la β "ideal"; es decir, la β que se utilizará como multiplicador en todos los planteamientos del coeficientes de variación, es la siguiente:

$$(2) \ln Y_i = \delta + \beta * S_i + \phi * \text{Sexo masculino} + \gamma * \text{Urbano} + \eta * \text{Cohorte2} + \kappa * \text{Cohorte3} + \mu_i$$

Donde:

$\ln Y_i$: Representa el logaritmo del ingreso del individuo *i-ésimo*.

S_i : Representa los años de escolaridad aprobados por el individuo *i-ésimo*.

Sexo masculino: Representa una variable Dicotómica, que recoge el efecto de ser individuo de sexo masculino insertado en el mercado laboral.

Urbano: Representa una variable Dicotómica, que recoge el efecto de laborar en el área urbana.

Cohorte 2: Representa una variable Dicotómica, que recoge el efecto de que el individuo en cuestión este insertado en la categoría de "adultos".

Cohorte 3: Representa una variable Dicotómica, que recoge el efecto de que el individuo en cuestión este insertado en la categoría de "viejos".

μ_i : componente aleatorio que recoge los errores que suceden, por no incluir otras variables, que pudieran explicar el logaritmo del ingreso para los individuos *i - ésimos*.

En esta ecuación ideal los coeficientes que se obtienen son los siguientes:

$$\begin{aligned} \text{Ln } Y_i = & 9.642598 + 0.088105*S_i + 0.482289*\text{Sexo masculino} + 0.153915*\text{Urbano} \\ & + 0.279831*\text{Cohorte 2} + 0.328670*\text{Cohorte3} \end{aligned}$$

En donde, para cada año invertido en educación, el ingreso se incrementa en 8.8105%.

Después de haber especificado este nuevo modelo para el estudio, y después de obtener el coeficiente de determinación ajustado (\bar{R}^2), se observa una mejoría considerable, con relación al modelo general, puesto que se produce un aumento de este estadístico al valor de 0.1637 (Ver anexo N°5), lo que hace a este nuevo modelo mejor que el anterior, pero no el más óptimo, ya que no cumple con el criterio del \bar{R}^2 alto para que se pueda decir que el modelo es confiable a la hora de realizar una estimación.

Al momento de realizar, la evaluación de pruebas econométricas, es decir, comprobación de que este modelo no viola supuestos básicos, se notó que no cumplía con la condición de homocedasticidad, por lo que se procedió a su corrección, a través de la estimación de mínimos cuadrados ponderados, en

donde se utilizó el método de varianza conocida; esta última tomada como ponderación.

Entonces el modelo a usar como ideal será:

$$\text{LN } Y_i = 9.600477 + 0.090634 * S_i + 0.188578 * \text{Urbano} + 0.541296 * \text{Sexo masculino} \\ + 0.352858 * \text{Cohorte 2} + 0.410821 * \text{Cohorte 3}$$

En este modelo ideal corregido procedemos a analizar de nuevo el \bar{R}^2 para ver la eficacia de esta nueva especificación modelística, en donde se puede observar que existe una desmejora del 1% con respecto al modelo "ideal" en donde no se ha corregido la heteroscedasticidad, esto es lógico puesto que la corrección de esta violación de los supuestos típicos econométricos tiende a disminuir a los valores de los diferentes estadísticos utilizados a la hora de obtener estimación econométrica; más no de los coeficientes que acompañan las variables inmersas en esta regresión ($\bar{R}^2 = 0.152740$, Ver anexo N°6).

Se nota que con esta corrección del problema de heteroscedasticidad (Ver anexo N°7), que para cada año invertido en educación, el ingreso se incrementa en 9.0634%.

También es importante analizar cada uno de los coeficientes por separados, para ver como ha mejorado el ingreso, a través de las diferentes variables utilizadas para explicar el modelo "ideal" corregido, con la aclaración con respecto a los años de escolaridad; *ceteris paribus* las demás variables.

Con respecto a la variable dicotómica referente al sector urbano, se observa que manteniendo las demás variables constantes, el ingreso mejora en 18,8578% si el individuo es habitante del sector urbano.

Si el individuo de sexo masculino se encuentra insertado en la fuerza de trabajo, el ingreso presenta una mejoría del 54,1296%, a diferencia de los individuos de sexo femenino.

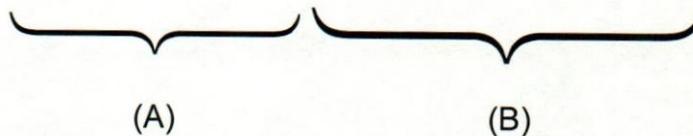
Si el individuo esta calificado como adulto (según las segmentaciones de las cohortes aquí realizadas), el ingreso mejora en 35,2858%, a diferencia de las otras cohortes mencionadas.

Si el individuo esta calificado como "viejo", el ingreso se ve incrementado en 41,0821% respecto a las dos cohortes anteriores, ya definidas.

Segunda Etapa del Modelo:

Luego de definir cual será la β a utilizar en el análisis se procede a la segunda etapa del modelo, la cual consiste en transformar el modelo inicial de Lam & Levinson; además de sus modificaciones correspondientes, referidas a la adición de variables dicotómicas.

$$(II) V(\ln Y_j) = \beta^2 * V(S_j) + V(\mu_j) + 2B * Cov(S_j, \mu_j) / \bar{S}_j * \bar{\mu}_j$$



Donde: $V(\ln Y_j)$ = Coeficiente de Variación del logaritmo neperiano del ingreso del grupo en estudio.

$V(S_j)$ = Coeficiente de Variación correspondiente a los años de escolaridad del grupo en estudio.

$V(\mu_j)$ = Coeficiente de variación en los componentes no correlacionados con la escolaridad del grupo en estudio.

$Cov(S_j, \mu_j)$ = Covarianza entre la escolaridad y las variables omitidas de la ecuación del ingreso.

\bar{S}_j = Media de los años de escolaridad del grupo en estudio.

$\bar{\mu}_j$ = Media de los componentes del ingreso no correlacionados con la escolaridad.

Con esta transformación, lo que se desea observar es en cuanto varía el logaritmo del ingreso, dada una variación de los años de escolaridad de cada grupo a estudiar, además se observará la otra porción de la variación del logaritmo del ingreso que no es explicada por la variable escolaridad; de hecho la variación de los años de escolaridad se entiende que representa la variación explicada (A) y los otros miembros de la ecuación (B) expresan la variación no explicada; este último término se obtendrá por diferencia en la expresión (II), debido a la dificultad presentada a la hora de calcularla.

Se procede a la definición de cada una de las categorías (j) a estar inmersas en la realización del modelo de Lam & Levinson, que serán utilizadas en la segunda etapa del estudio, en donde se tiene:

La especificación "general" para el análisis de coeficiente de variación del logaritmo del ingreso de los individuos inmersos en el estudio, se explica a través del coeficiente de variación de escolaridad (Años de escolaridad aprobados).

Grupo I: Relación entre el $\ln Y_j$ y S_j (General)

- *Segmentación de grupos mediante sectores (Urbano – Rural)*

Grupo II: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los habitantes que pertenecen al área urbana.

Grupo III: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los habitantes que pertenecen al área rural.

- *Segmentación de los grupos por el sexo:*

Grupo IV: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino.

Grupo V: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino.

- *Segmentación mediante Sexo / Sector:*

Grupo VI: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino pertenecientes a zonas urbanas.

Grupo VII: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino pertenecientes a zonas rurales.

Grupo VIII: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino pertenecientes a zonas urbanas.

Grupo IX: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino habitantes de zonas rurales.

- *Segmentación por Cohortes de edad de los individuos:*

Grupo X: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos pertenecientes a la primera cohorte.

Grupo XI: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos pertenecientes a la segunda cohorte.

Grupo XII: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos pertenecientes a la tercera cohorte.

- *Segmentación por áreas / cohortes:*

Grupo XIII: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zonas urbanas y pertenecientes a la primera cohorte de edad.

Grupo XIV: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zonas rurales y pertenecientes a la primera cohorte de edad.

Grupo XV: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zonas urbanas y pertenecientes a la segunda cohorte de edad.

Grupo XVI: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zonas rurales y pertenecientes a la segunda cohorte de edad.

Grupo XVII: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zonas urbanas y pertenecientes a la tercera cohorte de edad.

Grupo XVIII: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zonas rurales y pertenecientes a la tercera cohorte de edad.

- *Segmentación por sexo según las cohortes:*

Grupo XIX: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino correspondientes a la primera cohorte.

Grupo XX: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino correspondientes a la primera cohorte.

Grupo XXI: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino correspondientes a la segunda cohorte.

Grupo XXII: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino correspondientes a la segunda cohorte.

Grupo XXIII: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino correspondientes a la tercera cohorte.

Grupo XXIV: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino correspondientes a la tercera cohorte.

- *Segmentación por cohorte, sectores y sexo simultáneamente:*

Grupo XXV: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector urbano, pertenecientes a la primera cohorte de edad.

Grupo XXVI: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector urbano, pertenecientes a la segunda cohorte de edad.

Grupo XXVII: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector urbano, pertenecientes a la tercera cohorte de edad.

Grupo XXVIII: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector rural, pertenecientes a la primera cohorte de edad.

Grupo XXIX: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector rural pertenecientes a la segunda cohorte de edad.

Grupo XXX: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector rural pertenecientes a la tercera cohorte de edad.

Grupo XXXI: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector urbano pertenecientes a la primera cohorte de edad.

Grupo XXXII: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector urbano pertenecientes a la segunda cohorte de edad.

Grupo XXXIII: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector urbano pertenecientes a la tercera cohorte de edad.

Grupo XXXIV: Relación entre $\ln Y_i$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector rural pertenecientes a la primera cohorte de edad.

Grupo XXXV: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector rural pertenecientes a la segunda cohorte de edad.

Grupo XXXVI: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector rural, pertenecientes a la tercera cohorte de edad.

Seguidamente se procede a mostrar los resultados obtenidos en este estudio:

Cuadro N°18: Relación entre el Ln Y_j y S_j

Grupo (I):	V (Ln Y _j)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
General	0,087880	0,00422078	5%	0,08365977	95%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Con estos resultados se reafirma la mala especificación del modelo de La & Levinson, puesto que un cambio en la educación se muestra poco eficaz a la hora de explicar la variación del Logaritmo del ingreso (el cambio en el logaritmo del ingreso para individuos insertos en este grupo es explicado por un 5% en el cambio educativo), esto se debe a que la educación es uno de los determinantes, pero no es él más importante que explica la variación del logaritmo del ingreso. Ahora, bien este primer grupo por ser el "general", es decir abarca toda la población será tomada como medida comparativa con respecto a los demás grupos inmersos en el estudio.

- *Segmentación de grupos mediante sectores (Urbano / Rural)*

Cuadro N°19: Relación entre Ln Y_j y S_j, tomando los habitantes que pertenecen al área urbana.

GRUPO (II)	V (Ln Y _j)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Sector urbano	0,09149331	0,00386083	4%	0,08763248	96%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

La tabla anterior, nos muestra que si se procede a una segmentación entre dos grupos, es decir, por sectores: urbano y rural, el poder explicativo de la educación no muestra mayor peso, de hecho disminuye la eficacia en 1% a la hora de explicar la variación del logaritmo del ingreso en el sector urbano.

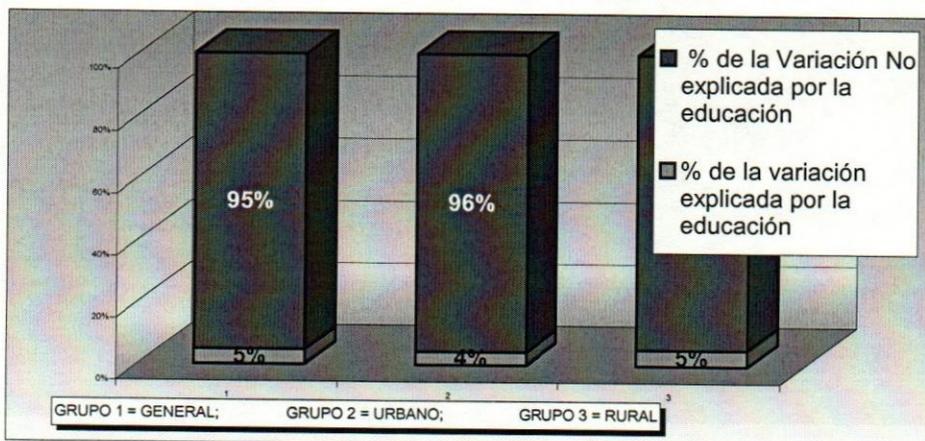
Cuadro N°20: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los habitantes que pertenecen al área rural

GRUPO (III)	$V(\ln Y_j)$	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Sector rural	0,08450452	0,0043537	5%	0,08015082	95%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

En este caso, se presenta un comportamiento similar al grupo inicial de la segunda etapa del modelo de Lam & Levinson, puesto que el cambio en la educación explica con el mismo poder el cambio en el logaritmo del ingreso, para habitantes pertenecientes al sector rural.

Gráfico N°10: Porcentaje del Coeficiente de Variación repartido entre el componente explicado y el no explicado (General; Sector)



Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. *Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.*

- Segmentación de los grupos mediante el sexo

Cuadro N° 21: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino

GRUPO (IV)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Hombres	0,08592169	0,00386083	4%	0,08206086	96%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. *Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.*

Para los individuos de sexo masculino, se nota una ineficacia del cambio en la educación como factor explicativo de un cambio en el logaritmo del ingreso, respecto al modelo original (además de coincidir con los resultados obtenidos en el sector rural), se observa una desmejora del 1% en la

explicación del logaritmo del ingreso por parte del cambio en el componente educativo.

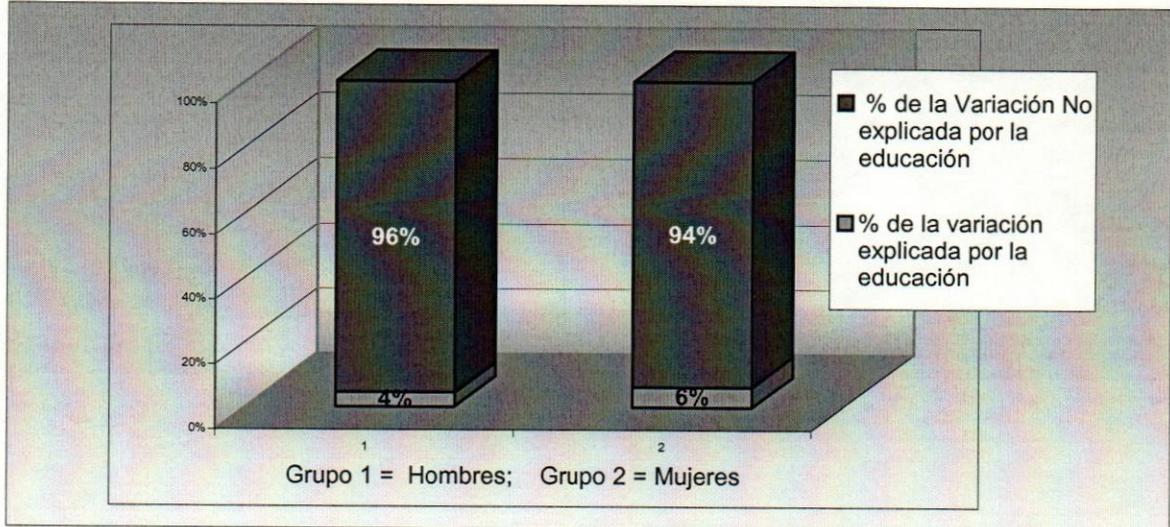
Cuadro N°22: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino.

GRUPO (V)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Mujeres	0,08999081	0,00558587	6%	0,08440493	94%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

En el grupo de individuos de sexo femenino, se observa una mejora del poder explicativo del 1% del componente educacional, respecto al cambio del logaritmo del ingreso. Esto puede confirmar las teorías, las cuales explican que en tiempos actuales las mujeres se insertan más que los hombres en el sector educativo, para luego estas insertarse en el sector productivo, lo que corresponde con la tendencia actual, puesto que cada vez son más las mujeres las que salen de sus hogares para adaptarse a la vida laboral, debido a las desmejoras de la situación económica actual de Latinoamérica y más específicamente de Venezuela.

Gráfico N°11: Porcentaje del Coeficiente de Variación repartido entre el componente explicado y no explicado (Sexo)



Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

- Segmentación mediante Sexo / sector

Cuadro N°23: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino pertenecientes a zonas urbanas.

GRUPO (VI)	$V(\ln Y_j)$	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Hombres / sector urbano	0,09627135	0,00591446	6%	0,0903569	94%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Se realizó el análisis combinando categorías de forma conjunta, de esta manera se empieza a notar una mejoría en el poder que tiene el cambio educacional a la hora de explicar la variación del logaritmo del ingreso, el

ingreso esta mejor explicado si se toman individuos masculinos ubicados en el sector urbano, se recalca que la fuerza explicativa del componente educativo presenta una mejoría mínima, no se debe olvidar la existencia de otros determinantes del ingreso personal que ejercen influencia al momento de estudiar el nivel de ingreso per cápita.

Cuadro N°24: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino pertenecientes zonas rurales.

GRUPO (VII)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Hombres/ sector rural	0,08997695	0,00386083	4%	0,08611612	96%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

El efecto para los individuos de sexo masculino habitantes de zonas rurales, es de desmejora en cuanto al poder que posee el cambio educativo para explicar la variación del logaritmo del ingreso, esta desmejora es del 1% respecto al grupo tomado como patrón comparativo.

Cuadro N°25: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino pertenecientes a zonas urbanas.

GRUPO (j)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
VIII	0,07668434	0,00336795	4%	0,07331638	96%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

En este segmento, la educación se vuelve ineficaz a la hora de explicar los cambios del logaritmo de ingreso, solo un 4% corresponde al cambio educativo que impacta en los ingresos obtenidos por los individuos de sexo femenino que habitan en las zonas urbanas.

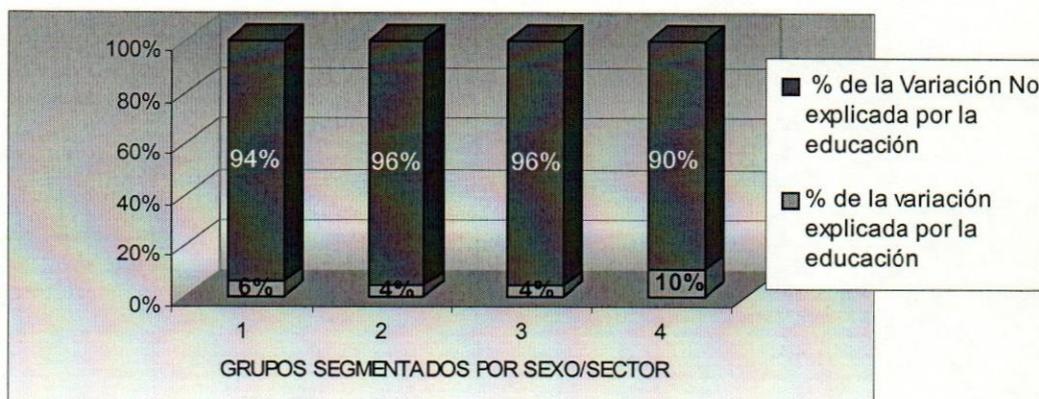
Cuadro N°26: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino habitantes de zonas rurales.

GRUPO (IX)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Mujeres-Sector rural	0,08222287	0,00862525	10%	0,07359762	90%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Existen otros determinantes que explican cambios en el ingreso (en este caso logaritmo), en el segmento de los individuos de sexo femenino habitantes del sector rural, la educación es importante a la hora de explicar los cambios en los ingresos personales, puesto que el cambio en el componente educacional, tiene un peso del 10% a la hora de explicar cambios en el ingreso.

Gráfico N°12: Porcentaje del Coeficiente de Variación repartido entre el componente explicado y no explicado (Sexo-Sector)



Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. *Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.*

- Segmentación mediante Cohortes de edad de los individuos

Cuadro N°27: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos pertenecientes a la primera cohorte.

GRUPO (X)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Jóvenes	0,09724443	0,00517515	5%	0,09206928	95%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. *Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.*

El segmento cohorte 1, sigue el patrón del resultado del grupo inicial, en el cual el cambio educativo presenta un 5% del poder explicativo sobre la variación en el logaritmo del ingreso.

Cuadro N°28: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos pertenecientes a la segunda cohorte.

GRUPO (XI)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la Variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Adultos	0,10612689	0,00492871	5%	0,10119818	95%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Siguiendo el comportamiento del punto anterior, la cohorte 2, también muestra que el cambio educativo es muy deficiente a la hora de explicar la variación del logaritmo del ingreso.

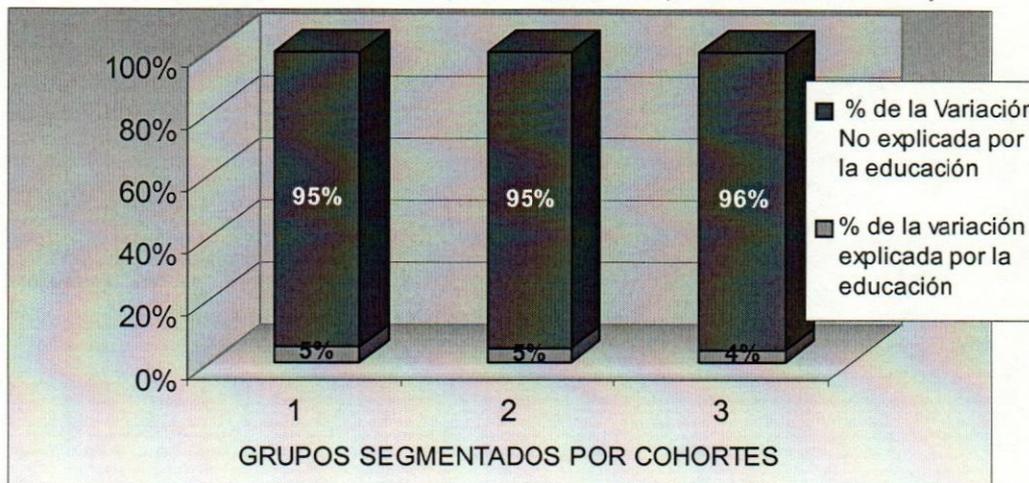
Cuadro N°29: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos pertenecientes a la tercera cohorte

GRUPO (XII)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Viejos	0,08600328	0,0036143	4%	0,0823888	96%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

En este segmento, el componente educacional se vuelve menos efectivo a la hora de explicar la variación del logaritmo del ingreso, esto puede ser explicado por las deficiencias educactivas de la nación antes de los años 60's, antes de que se diera el gran paso de la masificación (más no optimización de la calidad) de la educación en los tiempos de democracia.

Gráfico N°13: Porcentaje del Coeficiente de Variación repartido entre el componente explicado y no explicado (Cohortes de edad)



Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

- Segmentación por Áreas / Cohortes

Cuadro N°30: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zonas urbanas y pertenecientes a la primera cohorte de edad.

GRUPO (XIII)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Sector urbano / jóvenes	0,07851322	0,00410726	5%	0,07440596	95%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

En este segmento se observa el seguimiento del patrón del grupo "general", en fin la educación tiene un bajo poder explicativo del logaritmo del ingreso, como ya lo hemos afirmado, en las segmentaciones anteriores.

Cuadro N°31: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zonas rurales y pertenecientes a la primera cohorte de edad.

GRUPO (XIV)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Sector rural / Jóvenes	0,07475666	0,00303937	4%	0,07171729	96%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Para este grupo, la educación se hace más insignificante a la hora de explicar los ingresos recibidos, se presenta una caída porcentual del 1% del poder explicativo de la educación con respecto a la especificación general.

Cuadro N°32: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zonas urbanas pertenecientes a la segunda cohorte de edad.

GRUPO (XV)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Sector urbano Adultos	0,09304424	0,00542158	6%	0,08762265	94%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Este grupo rompe con los dos patrones anteriores, ya que se observa un incremento porcentual del poder explicativo de la educación sobre los cambios del logaritmo de los ingresos devengados por los individuos "adultos".

Cuadro N°33: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zonas rurales pertenecientes a la segunda cohorte de edad.

GRUPO (XVI)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Sector rural / Adultos	0,08975607	0,00361439	4%	0,08614168	96%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

En este grupo, también se observa que el componente educativo es bajo a la hora de explicar el cambio en el logaritmo del ingreso de los individuos inmersos en esa categoría.

Cuadro N° 34: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zonas urbanas pertenecientes a la tercera cohorte de edad.

GRUPO (XVII)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Sector urbano/ Viejos	0,087232	0,00558587	6%	0,0816467	94%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Se nota un aumento del 1% del poder explicativo del cambio educacional inserto en el cambio del logaritmo del ingreso de los individuos pertenecientes a esta categoría.

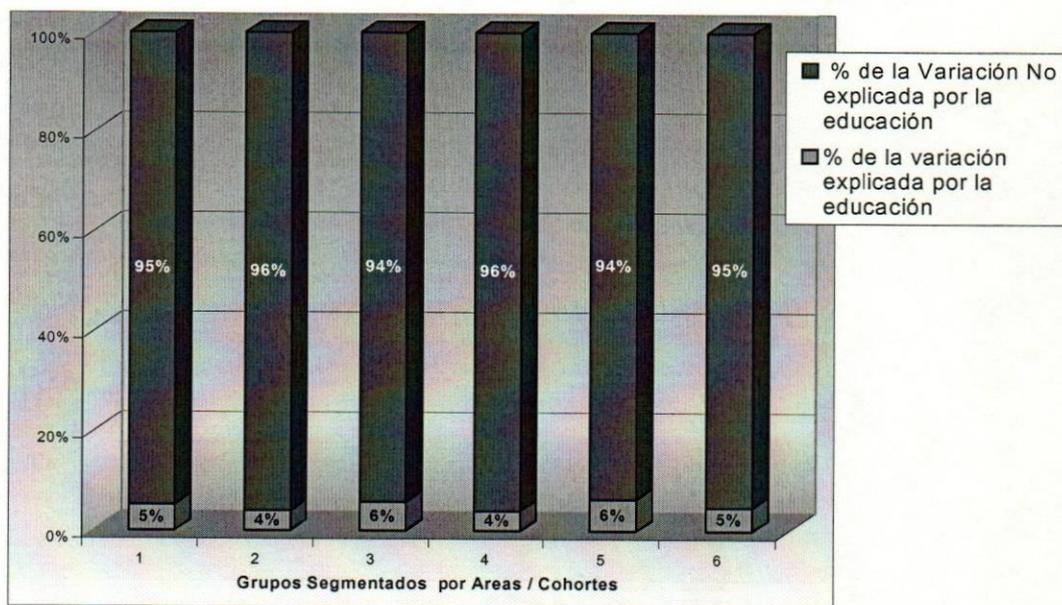
Cuadro N°35: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos habitantes en zonas rurales pertenecientes a la tercera cohorte de edad.

GRUPO (XVIII)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Sector rural/ Viejos	0,08166805	0,00386083	5%	0,0778072	95%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Se nota la similitud de este grupo en cuanto al peso que tiene la educación para explicar los ingresos percibidos por los individuos, respecto del grupo general.

Gráfico N°14: Porcentaje del Coeficiente de Variación distribuido entre el componente explicado y no explicado (Sector / Cohortes por edad)



Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

- Segmentación por Sexo/ Cohortes

Cuadro N°36: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino correspondientes a la primera cohorte.

GRUPO (XIX)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Hombres/ jóvenes	0,10370253	0,00575017	6%	0,09795236	94%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

En esta nueva segmentación, se sigue el patrón de los grupos anteriores, existe una mejoría del 1% del poder explicativo de la educación respecto al cambio del logaritmo del ingreso de los individuos pertenecientes a esta categoría.

Cuadro N°37: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino correspondientes a la primera cohorte.

GRUPO (XX)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Mujeres/ Jóvenes	0,08844571	0,00361439	4%	0,08483132	96%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Se nota una desmejora del 1% del cambio educativo con respecto al grupo "general" que explica el cambio en el logaritmo del ingreso personal de los individuos que son objeto de análisis en esta categoría.

Cuadro N°38 Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino correspondientes a la segunda cohorte.

GRUPO (XXI)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Hombres/adultos	0,08485203	0,00271079	3%	0,08214123	97%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Al parecer los individuos de sexo masculino considerados como adultos, presentan menos incidencia del componente educativo, en el cambio del logaritmo del ingreso,

Cuadro N°39: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino correspondientes a la segunda cohorte.

GRUPO (XXII)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Mujeres/adultos	0,08997597	0,00591446	7%	0,08406151	93%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Se observa un patrón distinto de los anteriores, puesto que se nota un incremento no tan considerable, de la fuerza explicativa del componente educativo sobre el logaritmo del ingreso, para individuos de sexo femenino pertenecientes a la segunda cohorte de edad.

Cuadro N°40: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino correspondientes a la tercera cohorte.

GRUPO (XXIII)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Hombres/viejos	0,088937	0,0039429	4%	0,0849940	96%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

En el presente cuadro se observa, una desmejora con respecto al grupo "general", puesto que el componente educativo explica en 4%, el cambio que se produce en el logaritmo del ingreso para individuos de sexo masculino de la tercera cohorte.

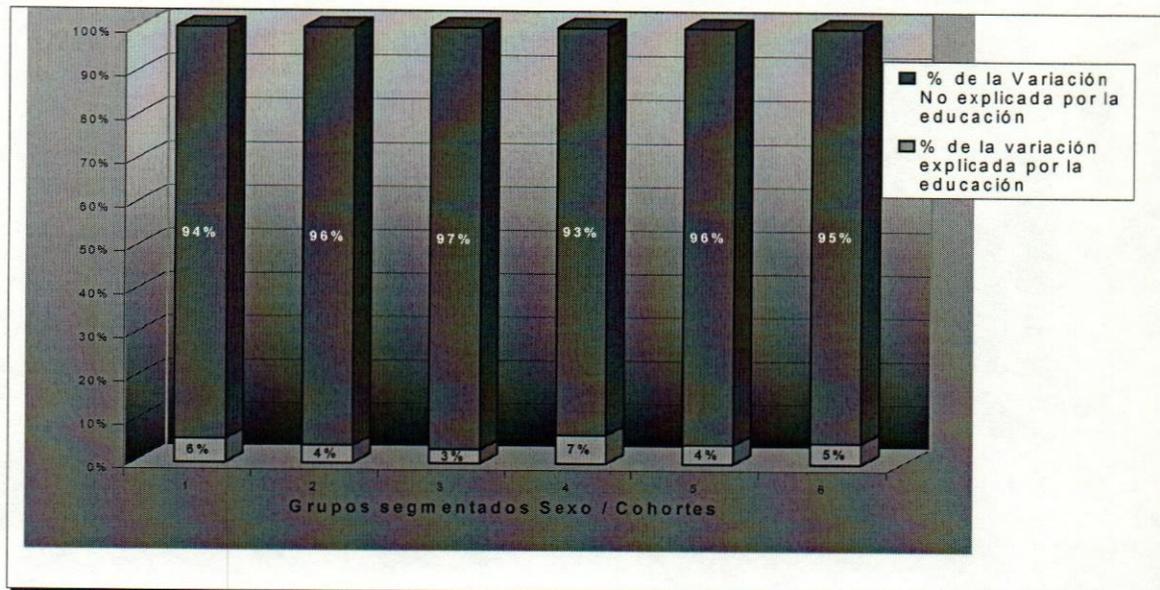
Cuadro N°41: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino correspondientes a la tercera cohorte.

GRUPO (XXIV)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Mujeres/Viejos	0,07197008	0,003532	5%	0,06843	95%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

No existe mucha diferencia de este grupo con anteriores especificaciones, de hecho coincide con el grupo "general", observando la incidencia del componente educativo en la variación del logaritmo del ingreso perteneciente a los individuos de sexo femenino que se encuentran en la tercera cohorte de edad.

Gráfico N° 15: Porcentaje del Coeficiente de Variación repartido entre el componente explicado y el no explicado (Cohortes / Sexo)



Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

- Segmentación por Cohortes/Sectores / Sexo

Cuadro N°42: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector urbano, pertenecientes a la primera cohorte de edad.

GRUPO (XXV)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la Variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Hombres/ Urbano/jóvenes	0,08285255	0,01002172	12%	0,07283083	88%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

El componente educativo, aumenta la significancia a la hora de explicar los cambios en el logaritmo del ingreso, para este grupo en específico; un 12%

es importante tomando en cuenta la existencia de otros determinantes del ingreso personal.

Cuadro N°43: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector urbano, pertenecientes a la segunda cohorte de edad.

GRUPO (XXVI)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la Variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Hombres/ urbano/adultos	0,07765668	0,00821452	11%	0,06944215	89%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Este grupo sigue la tendencia del patrón anterior, en el cual el componente educacional explica en mayor cuantía los cambios en el logaritmo de los ingresos percibidos por los individuos insertos en esta categoría de estudio.

Cuadro N°44: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector urbano, pertenecientes a la tercera cohorte de edad.

GRUPO (XXVII)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la Variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Hombres/ urbano/viejos	0,10382377	0,0051751	5%	0,0986486	95%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Esta categoría, que incluye a los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector urbano pertenecientes a la tercera cohorte de edad, muestra similitud en la tendencia en la cual el cambio en el componente educativo (5%), es deficiente a la hora de explicar el cambio en el logaritmo del ingreso de estos individuos.

Cuadro N°45: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector rural, pertenecientes a la primera cohorte de edad.

GRUPO (XXVIII)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la Variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Hombres/rural /jóvenes	0,09034216	0,0051751	6%	0,08516701	94%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

En este grupo, se observa una mejora en 1% del impacto del cambio educativo en el cambio en el logaritmo del ingreso de los individuos pertenecientes a esta segmentación, respecto al patrón "general".

Cuadro N°46: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector rural pertenecientes a la segunda cohorte de edad.

GRUPO (XXIX)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la Variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Hombres/rural/ Adultos	0,09452636	0,00451799	5%	0,09000837	95%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Los resultados obtenidos en este grupo coinciden con la especificación "general", el cambio educativo explica en un 5% el cambio en el logaritmo del ingreso de los individuos insertos en esta segmentación.

Cuadro N°47: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector rural pertenecientes a la tercera cohorte de edad.

GRUPO (XXX)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la Variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Hombres/rural/Viejos	0,10782777	0,00501086	5%	0,102816	95%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Se repite el patrón de la especificación "general", en el cual el componente educativo explica en un 5%, el cambio que se produce en el logaritmo del ingreso de los individuos pertenecientes a este grupo.

Cuadro N°48: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector urbano pertenecientes a la primera cohorte de edad.

GRUPO (XXXI)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la Variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Mujeres/urbano/Jóvenes	0,08649057	0,0034501	4%	0,0830404	96%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

En este grupo se produce una disminución del 1% con respecto al patrón comparativo original (especificación general), en cuanto a la influencia

que posee el componente educativo a la hora de explicar la variación del logaritmo del ingreso.

Cuadro N°49: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector urbano pertenecientes a la segunda cohorte de edad.

GRUPO (XXXII)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la Variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Mujeres/urbano/adultos	0,08330617	0,0036143	4%	0,0796917	96%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Se repite el patrón del caso anterior, en donde el componente educativo disminuye a la hora de explicar el cambio que se produce en el logaritmo del ingreso de los individuos pertenecientes a este grupo específico.

Cuadro N°50: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector urbano pertenecientes a la tercera cohorte de edad.

GRUPO (XXXIII)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la Variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Mujeres/urbano/viejos	0,0968275	0,0032858	3%	0,0935416	97%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

En el grupo perteneciente a individuos de sexo femenino de la tercera edad y habitantes del sector urbano, el componente educativo adquiere un valor

mínimo a la hora de explicar el cambio del logaritmo del ingreso de estos individuos.

CuadroN°51: Relación entre $\ln Y_i$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector rural pertenecientes a la primera cohorte de edad.

GRUPO (XXXIV)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la Variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Mujeres/rural/ Jóvenes	0,0730358	0,00410726	6%	0,06892861	94%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Existe un mejoramiento con respecto al patrón comparativo inicial, en el cual el componente educativo presenta un aumento del 1% del poder explicativo sobre la variación del logaritmo del ingreso de los individuos pertenecientes a este grupo.

CuadroN°52: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector rural pertenecientes a la segunda cohorte de edad.

GRUPO (XXXV)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la Variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Mujeres/rural/ Adultos	0,0821565	0,00262865	3%	0,07952786	97%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Este es uno de los grupos en donde un cambio en el componente educativo representa un valor bajo para explicar la variación del logaritmo del ingreso de los individuos insertados en esta segmentación.

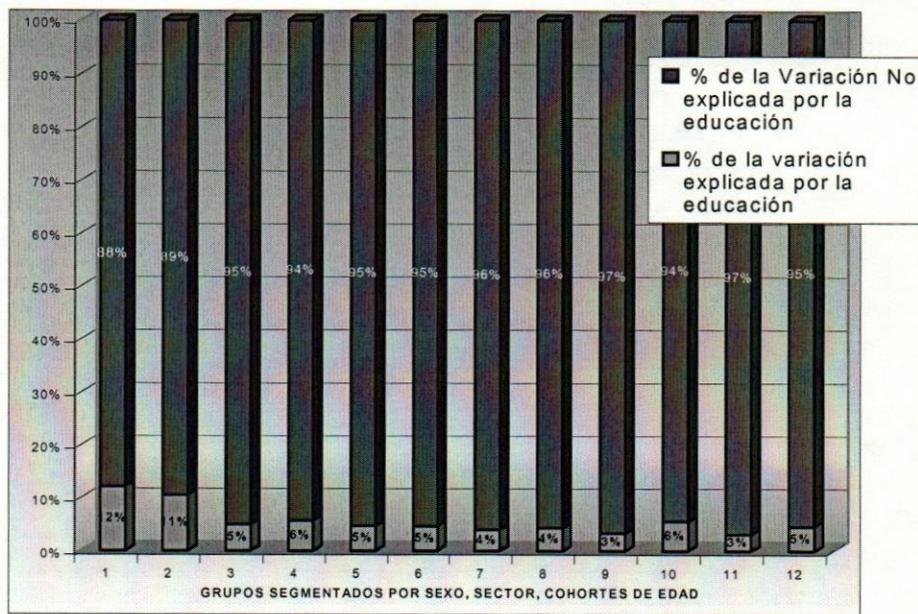
Cuadro N°53: Relación entre $\ln Y_j$ y S_j , tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector rural, pertenecientes a la tercera cohorte de edad.

GRUPO (XXXVI)	V ($\ln Y_j$)	Variación explicada por la educación	% de la Variación explicada por la educación	Variación No explicada por la educación	% de la Variación No explicada por la educación
Mujeres/rural/Viejos	0,0694922	0,00320366	5%	0,06628855	95%

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Este grupo que representa a individuos de sexo femenino habitantes del sector rural pertenecientes a la tercera cohorte de edad, repite el mismo patrón respecto al definido como patrón comparativo "general", en el cual el componente educativo explica en un 5% las variaciones en el logaritmo del ingreso para estos individuos.

Gráfico N°16: Porcentaje del Coeficiente de Variación repartido entre el componente explicado y no explicado (Sexo / Sector / Cohortes de edad)



Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

A manera de resumen, se procedió a graficar los diferentes grupos (sexo/sector/cohortes) con el fin de explicar cuales grupos tienen similitud, en cuanto a que porcentaje de la variación del logaritmo del ingreso, es explicado por el cambio en el componente educativo; este último representado por los años de escolaridad aprobados para los individuos anteriormente analizados.

Existen en este estudio un total de once grupos conformados de la siguiente manera: tomando los habitantes que pertenecen al área urbana (Grupo II), tomando los individuos de sexo masculino (Grupo IV), tomando individuos de sexo masculino pertenecientes zonas rurales (Grupo

VII), Tomando individuos de sexo femenino pertenecientes a zonas urbanas (Grupo VIII), tomando individuos pertenecientes a la tercera cohorte (grupo XII), tomando individuos habitantes en zonas rurales y pertenecientes a la primera cohorte (Grupo XIV), Tomando individuos habitantes e zonas rurales y pertenecientes a la segunda cohorte (Grupo XVI), Tomando individuos de sexo femenino correspondientes a la segunda cohorte (Grupo XX), tomando individuos de sexo masculino correspondientes a la tercera cohorte (Grupo XXIII), tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector urbano pertenecientes a la primera cohorte (Grupo XXXI), tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector urbano pertenecientes a la segunda cohorte de edad (Grupo XXXII) los cuales explican el cambio en el logaritmo del ingreso de los individuos de los diferentes grupos mediante un cambio del 4% del componente educativo.

Además, se nota también la presencia de once grupos conformados de la siguiente manera El grupo que representa la relación entre el $\ln Y_j$ y S_j en general (Grupo I), tomando los habitantes que pertenecen al área rural (Grupo III), tomando los individuos de sexo femenino correspondientes a la primera cohorte (Grupo XX), tomando individuos pertenecientes a la segunda cohorte (Grupo XI), tomando individuos de sexo masculino correspondientes a la tercera cohorte (Grupo XXIII), tomando individuos habitantes en zonas rurales y pertenecientes a la tercera cohorte (Grupo XVIII), tomando individuos de sexo

femenino correspondientes a la tercera cohorte (GrupoXXIV), tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector urbano, pertenecientes a la tercera cohorte (GrupoXXVII), tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector rural pertenecientes a la segunda cohorte (GrupoXXIX), tomando los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector rural pertenecientes a la tercera cohorte (grupo XXX), tomando los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector rural, pertenecientes a la tercera cohorte (GrupoXXXVI), en los cuales el componente educativo explica en un 5% el cambio que se produzca en el logaritmo del ingreso de los individuos insertos en estos grupos; aquí se incluye el grupo general, que sirve de elemento comparativo con respecto a los demás grupos definidos en el presente trabajo.

La variación del logaritmo del ingreso, se ve explicada a través del componente educativo en un 6%, en los siguientes grupos: los individuos de sexo femenino (Grupo V), los individuos de sexo masculino pertenecientes a zonas urbanas (Grupo VI), los individuos habitantes en zonas urbanas y pertenecientes a la segunda cohorte (Grupo XV), los individuos habitantes en zonas urbanas y pertenecientes a la tercera cohorte (Grupo XVII), los individuos de sexo masculino correspondientes a la primera cohorte (Grupo XIX), los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector rural, pertenecientes a la

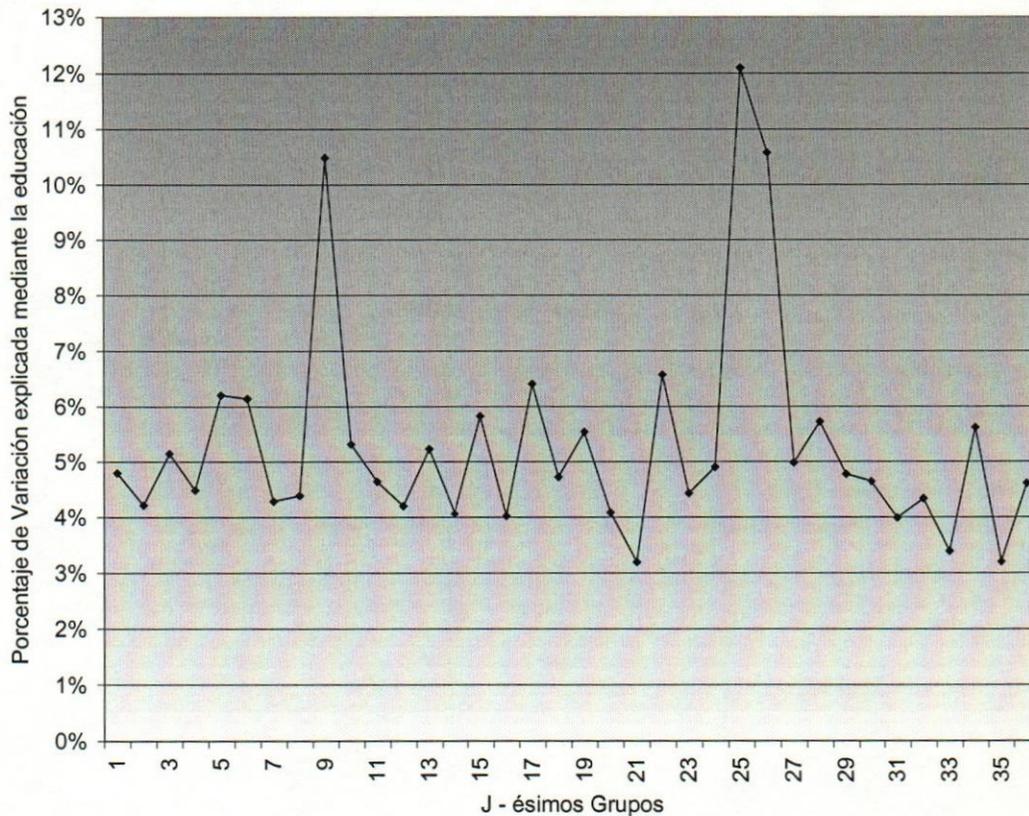
primera cohorte (Grupo XXVIII), los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector rural pertenecientes a la primera cohorte (Grupo XXXIV).

Un cambio en el logaritmo del ingreso en los siguientes grupos: los individuos de sexo masculino correspondientes a la segunda cohorte (Grupos XXI,) , los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector urbano pertenecientes a la tercera cohorte (Grupo XXXIII), los individuos de sexo femenino, que habitan en el sector rural, pertenecientes a la tercera cohorte (Grupo XXXV), se ve explicada en un 3% a través del componente educativo.

En el grupo donde se clasifican los individuos de sexo femenino correspondientes a la segunda cohorte (Grupo XXII), el componente educativo, explica en un 7% el cambio que se pueda presentar en el logaritmo del ingreso.

Los grupos definidos como: los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector urbano, pertenecientes a la primera cohorte (Grupo XXV), los individuos de sexo masculino, que habitan en el sector urbano, pertenecientes a la segunda cohorte (Grupo XXVI) y los individuos de sexo femenino habitantes de zonas rurales (Grupo IX), rompen con el patrón de los grupos anteriores, en el sentido que el componente educativo explica en más del 10% el cambio en el logaritmo del ingreso de los individuos insertos en los grupos definidos este apartado, es decir, 12% para el Grupo XXV, 11% para el Grupo XXVI y 10% para el Grupo IX respectivamente).

Gráfico N°17: Porcentaje del coeficiente de variación del logaritmo del ingreso explicado por el Coeficiente de Variación de la educación para los j-ésimos grupos



Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

*Los números correspondientes al eje X, pertenecen a cada grupo estimado en la segunda etapa del modelo, del 1 al XXXVI (p.83).

CONCLUSION

A partir del modelo de Lam & Levinson el cual representa la influencia que en un tanto por ciento poseen las variables años de escolaridad, sector urbano, sexo masculino, cohorte 2 (adultos) y la cohorte 3 (viejos) sobre el Logaritmo neperiano del ingreso de los individuos, se obtuvo para el año 1997 que si un individuo toma la decisión de educarse un año adicional causará un incremento en el nivel de ingreso del 9.06%, independientemente del sector al que pertenece, o a la edad que el individuo objeto de estudio posee, es decir este valor representa la tasa interna de retorno de educarse un año adicional, si el individuo pertenece al sector urbano, obtendrá una mejora en los ingresos del 18,57%, independientemente del sexo o la edad que posea, si un Individuo de sexo masculino, recibirá una mejora en el salario del 54,12%, independientemente del sector o la edad que posea, si el individuo pertenece al grupo de los adultos obtendrá una mejora salarial del 35,28%, manteniendo todo lo demás *ceteris paribus*, finalmente si el individuo pertenece a la tercera cohorte de edad observara una mejora en el ingreso del 41,08% independientemente del sexo o sector al que pertenezca.

Igualmente se estimó el modelo de Lam & Levinson con el fin de observar, en cuanto disminuye (aumenta) la brecha en los ingresos dada una disminución (aumento) en la brecha educacional, tomando en cuenta que la

ecuación (II) representa una parte explicada (se observa directamente el peso de la desigualdad educacional sobre la desigualdad en el ingreso) y una parte no explicada en la cual se puede observar la influencia que poseen las variables omitidas en el modelo en la distribución del ingreso.

En el presente trabajo no se determinó en que porcentaje debe disminuir la brecha de la educación para determinar el porcentaje en que disminuye la brecha del ingreso, las conclusiones se basan en determinar en que porcentaje favorece a la desigualdad en el ingreso un año adicional invertido en educación, suponiendo que ese año adicional colabora en la disminución de las desigualdades en el sistema educativo.

Las tasas que favorecen la disminución en las brechas salariales oscilan dentro de un rango del 3% hasta el 12% dependiendo del grupo al que se le aplique (sexo, sector urbano, sector rural, cohorte), la tasa de disminución mínima en las brechas salariales (invirtiendo un año adicional en educación) que se obtuvo del 3% corresponde a los individuos de sexo masculino de la segunda cohorte como también a los individuos del sexo femenino, independientemente del sector al que pertenecen de la segunda y tercera

cohorte, se debe tomar en cuenta que las tasas obtenidas son bajas¹⁷, a medida que se segmenta más la muestra (sectores, sexo, cohortes) la tasa presenta aumentos aunque no tan elevados a diferencia de los casos de los individuos de sexo masculino pertenecientes al sector urbano de la primera cohorte, es decir los jóvenes (12%) y de los individuos del sexo masculino pertenecientes al sector urbano de la segunda cohorte, es decir los adultos (11%), los individuos de sexo femenino alcanzan un máximo del 10% en el sector, si se segmenta aún más, los individuos de sexo femenino con respecto a la edad, la tasa disminuye, no contradice lo anteriormente explicado de la mejora en la tasa debido a la segmentación, esto explica la dificultad que poseen los individuos de sexo femenino de insertarse en el mercado de trabajo, de encontrarse el sexo femenino económicamente activo la remuneración que se le otorga a los hombres posee diferencia con respecto a la que se le otorga a las mujeres, esto se evidencia ya que las tasas que representan las mejoras en la desigualdad salarial es mayor en los hombres con respecto a las mujeres.

¹⁷ Vathroder (1998): " Varias investigaciones que hemos estudiado arrojan resultados acerca del poder explicativo de las variables escolares mucho más optimistas. La cuestión es cuan homogéneo es el conjunto examinado al que se aplica la medida de la desigualdad. En los grupos singulares de edad o experiencias laborales, las variables escolares explican hasta más de un 30% de la varianza logaritmo ingreso. Si consideramos solamente el sector formal de la economía, la "varianza explicada" para la muestra total alcanza un 20%, y grupos de edad singulares llega fácilmente a un 40%".

La influencia que posee la educación sobre la disminución de las brechas salariales entre ambos sexos es notoria, ya que los hombres del sector urbano de la primera cohorte (jóvenes) presentan una tasa del 12% y los hombres pertenecientes a la segunda cohorte (adultos) presentan una tasa del 11%, siendo las tasas más altas encontradas con respecto a los individuos de sexo femenino pertenecientes al sector urbano de la primera cohorte (jóvenes) y de la segunda cohorte (adultas), las cuales en ambos casos fueron del 4%. Los individuos de ambos sexos y de ambos sectores (rural/urbano), pertenecientes a la tercera cohorte (viejos) no presentan tasas elevadas, puesto que la educación para este grupo no se presentaba como un incentivo a las mejoras salariales ya que la situación económica no exigía tanta inversión en educarse, es a partir de los años 60 junto con la democracia que se inicia la masificación en el área educativa, con el fin de aplicar cobertura en el sistema educativo, a medida que paso el tiempo se procedió a la cobertura educacional, evidenciándose con la disminución del coeficiente de variación (en el estudio por cohortes) debido al aumento de la media, originando un alza en las tasas para la segunda y primera cohorte (adultos y jóvenes), sin embargo, se debe tomar en cuenta que la cobertura no implicó calidad, debido a la existencia de diferencias cuando se procede a subdividir la población mediante sexo y sectores (rural/urbano), en esta investigación no se incluyeron variables que podrían suavizar estas diferencias en cuanto calidad, como la subdivisión entre

la educación pública y la privada, como también la subdivisión entre el sector formal e informal de la economía.

Al estimar el modelo por sectores se obtuvo que la educación presenta una influencia del 4% en la disminución de la desigualdad salarial para los individuos pertenecientes al sector urbano y del 5% para los individuos pertenecientes al sector rural. La diferencia entre los sectores urbano y rural a medida que se segmentan por edad aumenta, aún más si se dividen los sectores por edad y sexo, por lo que sí se evidencian diferencias en cuanto a los sectores rural y urbano, siendo el sector urbano el que presenta mayor desigualdad con respecto al sector rural.

La posibilidad de emplearse no está determinada por el nivel educativo, ya que según las gráficas las mujeres presentan un mayor número de años aprobados, culminando los tres niveles educativos a diferencia del sexo masculino; este grupo (hombres) no culmina los tres niveles educativos sin embargo, son los hombres los que poseen una mayor garantía de aumentar los niveles de ingresos por culminar un año educativo adicional (las tasas que explican la influencia de la educación con respecto a los niveles salariales son mayores).

A través del estudio de las curvas de Lorenz del ingreso segmentado por sexo, son las mujeres las que presentan una mayor desigualdad del ingreso con respecto a los hombres, sin embargo la aproximación del coeficiente de Gini es

menor en las mujeres ($G=0,16$) con respecto a los hombres ($G=0,17$) esto se explica con las varianzas intra deciles obtenidas, ya que las varianzas de las mujeres dentro de cada decil son menores (para los diez deciles) con respecto a las varianzas obtenidas dentro de cada decil para los hombres (para los diez deciles), este resultado indica que el rango salarial de las mujeres es mayor (inter-decil), por esto la curva de Lorenz es tan ampliada, pero el rango posee una pequeña dispersión, por el contrario los hombres poseen rango salariales menores (inter- deciles) pero con gran dispersión (intra-decil), la dispersión se ve explicada por las grandes varianzas dentro de cada decil.

El sector urbano presenta una gran desigualdad en los ingresos (según la Curva de Lorenz), aunque éste presente un mayor número de niveles educativos aprobados (primaria, secundaria, superior), contrastado con el sector rural. Aunque los individuos del sector urbano poseen un mayor número de años aprobados, éste posee una mayor desigualdad debido a que existen muchos factores que no han sido tomados en cuenta en el modelo (pero no dejan de ser importantes) que explican tal situación, como lo es el crecimiento poblacional. Por otro lado los individuos del sector rural poseen un número menor de años de escolaridad aprobados, esto se debe a la baja cobertura aplicada a este sector, como también la situación económica que influye en la toma de decisión de abandonar los estudios y dedicarse al trabajo diario.

En cuanto al sistema educativo en general, éste presenta problemas de cobertura y eficiencia en el manejo del gasto público, como se ha señalado en el presente trabajo, el sector universitario absorbe la mayor parte del gasto del gobierno, situación poco eficaz si se toma en cuenta la dificultad por parte de los individuos de culminar los años escolares tanto de primaria como de secundaria, se necesita reestructurar el gasto en el sector universitario y promover mayor número de planteles educativos en las zonas alejadas (área rural) donde el costo de oportunidad de educarse es mayor.

No sólo se necesita ampliar la cobertura educativa en dichas zonas, se debe incentivar la prosecución académica mediante becas, este argumento se basa en generar, un sistema de crédito educativo, donde los individuos que carecen de recursos se vean posibilitados a la culminación de la educación, ya que los individuos que pertenecen a los estratos más pobres no poseen colateral, lo que implica generar un mecanismo de selección para garantizar un nivel estándar educativo en la población, punto en el cual solo existirán diferencias leves en cuanto a sector o sexo y solo jugará papel en el mercado laboral las habilidades individuales obtenidas en un sistema académico eficaz, esta situación garantizará pequeñas diferencias en las brechas salariales.

El β estimado en el modelo de Lam & Levinson para las cohortes de 1925-1963 resultó 0,138 menor al obtenido en el presente trabajo el cual fue

0,09; por otro lado Vathroder obtuvo un β de 0,062 para 1992 lo que implica un mejoramiento de la influencia de la educación sobre los niveles de ingreso a través del tiempo. Con respecto al porcentaje de variación de los niveles de ingresos explicado por el porcentaje de la variación de la educación (parte explicada en el modelo de Lam & Levinson) se obtuvo un valor que oscila en un rango del 0,0038 al 0,010, este valor se aleja del obtenido por Lam & Levinson el cual resultó 0,370, sin embargo hay que recordar las subclasificaciones que el presente trabajo elaboró (sector/sexo/cohorte), lo cual añade mayor especificación al modelo, además de la omisión de otras variables que influyen como la situación económica de Venezuela. La influencia de las variaciones en el nivel de ingreso debido a variaciones en la educación no es tan representativa para los individuos que devengan ingresos bajos (los que poseen bajos niveles escolares) ya que un incremento en los niveles de ingreso comprendido entre el 3% y el 12% no ejerce gran peso, la mayor tasa obtenida fue del 12% en un solo caso (individuos de sexo masculino pertenecientes al sector urbano de la primera cohorte, es decir los jóvenes).

Sin embargo para los individuos que poseen ingresos elevados (los que han completado un mayor nivel educativo) un aumento del 10% al 12% si es representativo, esto indica que la desigualdad en la educación si ejerce influencia en la desigualdad en los niveles de ingreso, ya que a mayor número de niveles educativos aprobados, mayor será el nivel de ingreso devengado y

mayor el impacto que las variaciones en educación ejercen sobre las variaciones en el ingreso.

El aprobar el mayor número de años escolares por parte de los individuos se presenta como un instrumento para devengar mayores niveles de ingreso y al mismo tiempo disminuir las desigualdades salariales.

BIBLIOGRAFÍA

- ALMEIDA DOS REIS y R. BARROS (1991) "Wage inequality and the distribution of education" *Journal of development economics*, N° 36, pág. 117-143. Países Bajos.
- ANAND, S y S. KANBUR (1993) "The Kuznets process and the inequality-development relationship" *Journal of Development Economics*, N° 40, pág. 25-52. Países Bajos.
- ANDRADE, Antonio y M. SIMOES (1998) "Política de Igualdad de Oportunidades y Educación Básica Pública" Tesis de Grado UCAB. Venezuela.
- BARRO, R (1999) "Inequality, Growth & Investment" *NBER Working Paper Series*, N° 7038. USA.
- BATE, Peter (1998) "Educación: El nudo gordiano" *Bid - América*, Noviembre-Diciembre, pág 8-9. USA.
- BECKER, Gary y B. CHISWICK (1966) "Education and Distribution of Earnings" *American Economics Review* 56, N° 2, pág 358-369. USA.
- BEHRMAN, Jere y B. WOLFE (1984) "The Socioeconomic Impact of Schooling in a Developing Country" . *Review of Economics and statistics* 66. N° 2, pág 296-303. USA.

- BOURGUIGNON, F (1996) "Crecimiento, Distribución y Recursos Humanos: un análisis entre países (latinoamericanos). Hacia un crecimiento moderno", *Ensayos en honor de Carlos Díaz Alejandro*, Editado por Gustav Ranis. Banco Interamericano de desarrollo. USA.
- CHISWICK, Barry (1971) "Earnings Inequality and Economic Development" *Quarterly journal of economics* 85, N° 1, pág 21-39. USA.
- COCCORESE, Francesca y K. VALIÑO (1999) "Efectos Diferenciales del Capital Humano sobre la Remuneración al trabajo para distintos grupos ocupacionales en Venezuela" Tesis de Grado UCAB. VENEZUELA.
- CONSTANCE, Paul (1998) "Dos familias, dos destinos. Tras los orígenes de la desigualdad" *Bid América*, Noviembre-Diciembre, pág 2-5. USA.
- Díaz S. & E Soto (1997) "El efecto sobre la distribución del ingreso de programas de gastos públicos en educación" Tesis de Grado UCAB. Venezuela.
- GUEVARA, Juan (1999) "Crecimiento Económico y Educación". *Asociación civil para la promoción de estudios sociales*. UCAB. VENEZUELA.
- GUJARATI, Damodar "Econometría" McGraw-Hill Interamericana, S.A. Bogotá, Colombia. (1997)
- HAUSMANN, R (1998) "¿Qué se puede hacer ante la desigualdad? Un problema difícil, pero no irresoluble" *Bid - América*, Noviembre-Diciembre, pág 6-7. USA.

- KNIGHT, J.B y R.H. SABOT (1987) "Educational Expansion , Government Policy, and Wage Compression" *Journal of Development Economics* 26, N° 2, pág 21-221. Países Bajos.
- KNIGHT, F y R, SABOT (1983) "Educational Expansion and the Kuznets Effect" *American Economic Review* 73. N° 5, pág1132-1136. USA.
- LAM, Davis (1988) "Lorenz curves, inequality, and social welfare under changing population composition" *Journal of policy modeling*. USA.
- LAM, David y D. LEVISON(1992) " Declining inequality in schooling in Brazil and its effects on inequality in earnings" *Journal of development economics*. N° 37, pág 199 –225. Países Bajos.
- LÓPEZ, R "Cálculo de probabilidades e inferencia estadística" Publicaciones UCAB, Tercera Edición. Venezuela. (1996)
- Ministerio de educación y consejo nacional de educación "Plan decenal de educación 1993-2003" . Venezuela. (1993)
- MORLEY, Samuel (1981) "The effect of changes in the population on several measures of income distribution" *American Economic Review* 71, N° 3, pág 285-294. USA.
- NAVARRO, Juan C. (1993) "El impacto del gasto público en educación en Venezuela" *Gasto Público y Distribución del Ingreso en América Latina*. Ediciones IESA – BID, pág 201 - 215. Venezuela.
- Oficina Central de Estadística e Informática "Treinta años de encuesta de hogares 1967-1997" . Venezuela. (1997)
- RAY, D " *Development Economics*" . Princeton University Press. USA. (1998)

- REIMERS, Fernando (1999) "Education, poverty and inequality. Educational changes of the poor at the end of the twentieth century" *Prospects*, vol XXIX, N° 4. USA.
- RIUTORT, Matías (1999) "Pobreza, Desigualdad y crecimiento económico" Asociación civil para la promoción de estudios sociales. UCAB. Venezuela.
- VATHRODER, Klaus (1998) "Desigualdad escolar y sus efectos en el ingreso. Caso Venezolano" *Temas de coyuntura económica* N° 37, pág 5-56. Instituto de Investigaciones económicas y sociales. UCAB. Venezuela.
- VATHRODER, Klaus (1996) "Desigualdad escolar y sus efectos en la distribución del ingreso en Venezuela" Tesis de grado (Magíster en Teoría Económica) UCAB. Venezuela.
- VISAUTA, B "Análisis estadístico con SPSS para Windows" McGraw-Hill/Interamericana de España, S.A.U. España. (1998)
- WINEGARDEN, Calvin (1979) "Shooling and Income Distribution: evidende from international data" *Economica* 46, pág 83-87. USA.

**LA INFLUENCIA DE LA DESIGUALDAD DE LA
EDUCACIÓN
EN LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO
¿CAUSALIDAD O CASUALIDAD?
CASO VENEZUELA**

ANEXOS

Anexo N°1

Años de escolaridad completados para grupos de tres años - masculinos brasileños, 1985.PNAD

Grupo- edad	Nacimiento cohorte	Tamaño muestra	Media	Varianza	Coef.variación	0 años	4+ años	8+años	11+años
22-24	1961-63	13,937	5.98	16.08	0.67	11.8	72.2	37.8	20.0
25-27	1958-60	13,024	5.93	17.80	0.71	12.2	70.9	36.4	20.9
28-30	1955-57	11,734	5.89	19.33	0.75	13.2	70.2	34.9	21.8
31-33	1952-54	10,622	5.77	20.66	0.79	14.2	67.0	32.9	21.6
34-36	1949-51	9,643	5.24	21.00	0.87	17.9	61.3	28.4	18.8
37-39	1946-48	8,386	4.95	20.84	0.92	19.1	57.8	25.4	16.9
40-42	1943-45	7,634	4.43	19.12	0.99	23.4	52.5	21.6	14.3
43-45	1940-42	7,123	4.08	17.79	1.03	25.2	48.2	18.9	12.5
46-48	1937-39	6,109	3.92	16.75	1.04	26.5	47.6	17.7	11.3
49-51	1934-36	5,588	3.78	16.52	1.08	28.2	46.1	16.7	10.8
52-54	1931-33	4,942	3.58	15.70	1.11	30.7	44.3	15.5	10.0
55-57	1928-30	4,590	3.32	14.84	1.16	33.7	40.9	13.9	8.6
58-60	1925-27	4,099	3.05	14.03	1.23	37.3	37.7	12.3	7.7
22-60	1925-63	107,431	4.98	19.11	0.88	19.6	59.3	27.2	16.8

Fuente: Lam, David y Deborah Levinson. 1992, Declining inequality in schooling in Brazil and its effects on inequality in earnings, journal of development economics. No 37, 201

Anexo N°2

Varianza intra-decil del sexo femenino (decil 1)

	N	Rango	Mínimo	Máximo	Suma	Media	Error	Desviación	Varianza
	Estadístico	Estadístico			Estadística		Estándar	Estándar	
Ingreso Laboral Mensual	179460	70000	0	70000	2791869915	15557,0596	28,5720268	12103,88758	146504095
N Válido	179460								

Varianza intra-decil del sexo masculino (decil 1)

	N	Rango	Mínimo	Máximo	Suma	Media	Error	Desviación	Varianza
	Estadístico	Estadístico			Estadística		Estándar	Estándar	
Ingreso Laboral Mensual	311136	80000	0	80000	5435527954	17469,9423	28,0116246	15624,76266	244133208
N Válido	311136								

Varianza intra-decil del sexo femenino (decil 2)

	N	Rango	Mínimo	Máximo	Suma	Media	Error	Desviación	Varianza
	Estadístico	Estadístico			Estadística		Estándar	Estándar	
Ingreso Laboral Mensual	192520	120000	0	120000	5129390253	26643,415	41,389687	18160,59482	329807204
N Válido	192520								

Varianza intra-decil del sexo masculino (decil 2)

	N	Rango	Mínimo	Máximo	Suma	Media	Error	Desviación	Varianza
	Estadístico	Estadístico			Estadística		Estándar	Estándar	
Ingreso Laboral Mensual	413968	150000	0	150000	1,4372E+10	34717,1598	32,6012323	20975,74533	439981892
N Válido	413968								

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Varianza intra-decil del sexo femenino (decil 3)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	169561	120000	0	120000	5331235881	31441,4039	57,380017	23627,82019	558273887
N Válido	169561								

Varianza intra-decil del sexo masculino (decil 3)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	391887	200000	0	200000	1,8264E+10	46605,5055	44,4005649	27795,14373	772570015
N Válido	391887								

Varianza intra-decil del sexo femenino (decil 4)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	197377	120000	0	120000	7762793944	39329,7798	58,0253223	25778,98617	664556128
N Válido	197377								

Varianza intra-decil del sexo masculino (decil 4)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	488248	160000	0	160000	2,7283E+10	55879,6721	43,5052845	30399,20665	924111765
N Válido	488248								

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. *Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997*, Caracas. Cálculos propios.

Varianza intra-decil del sexo femenino (decil 5)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	199353	180000	0	180000	9009966103	45196,0397	67,3219257	30058,54248	903515976
N Válido	199353								

Varianza intra-decil del sexo masculino (decil 5)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	480756	250000	0	250000	3,053E+10	63504,7895	50,0525966	34704,75387	1204419941
N Válido	480756								

Varianza intra-decil del sexo femenino (decil 6)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	237232	218000	0	218000	1,2777E+10	53859,5616	67,5850119	32918,27204	1083612634
N Válido	237232								

Varianza intra-decil del sexo masculino (decil 6)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	518508	300000	0	300000	3,8816E+10	74860,6318	53,3808949	38438,24767	1477498884
N Válido	518508								

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. *Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997*, Caracas. Cálculos propios.

Varianza intra-decil del sexo femenino (decil 7)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	270589	250000	0	250000	1,5842E+10	58545,9814	72,4359958	37679,87937	1419773309
Valid N (listwise)	270589								

Varianza intra-decil del sexo masculino (decil 7)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	582795	300000	0	300000	4,9039E+10	84144,3302	58,0734867	44333,887	1965493536
Valid N (listwise)	582795								

Varianza intra-decil del sexo femenino (decil 8)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	327256	300000	0	300000	2,2831E+10	69763,5493	74,151783	42419,48649	1799412834
Valid N (listwise)	327256								

Varianza intra-decil del sexo masculino (decil 8)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	625848	360000	0	360000	6,0698E+10	96985,3728	66,2998591	52450,18685	2751022101
Valid N (listwise)	625848								

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Varianza intra-decil del sexo femenino (decil 9)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	368510	435000	0	435000	3,2263E+10	87548,6144	91,6986628	55665,69572	3098669680
Valid N (listwise)	368510								

Varianza intra-decil del sexo masculino (decil 9)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	673473	580000	0	580000	8,0338E+10	119289,317	84,1932239	69093,50661	4773912656
Valid N (listwise)	673473								

Varianza intra-decil del sexo femenino (decil 10)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	455520	2E+06	0	1800000	7,3415E+10	161168,424	177,375987	119714,9945	1,4332E+10
Valid N (listwise)	455520								

Varianza intra-decil del sexo masculino (decil 10)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	728388	5E+06	0	5000000	1,6625E+11	228245,336	246,705603	210552,5007	4,4332E+10
Valid N (listwise)	728388								

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Anexo N°3

Varianza intra - decil del ingreso personal mensual para habitantes del sector urbano (Decil 1)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	334988	80000	0	80000	5425058403	16194,7843	24,6096361	14243,6016	202880186
N Válido	334988								

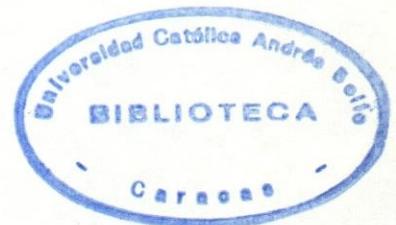
Varianza intra - decil del ingreso personal mensual para habitantes del sector urbano (Decil 2)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	428387	150000	0	150000	1,3857E+10	32347,9284	31,7957548	20810,7283	433086414
N Válido	428387								

Varianza intra - decil del ingreso personal mensual para habitantes del sector urbano (Decil 3)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	402184	200000	0	200000	1,7506E+10	43526,105	44,2721731	28076,5172	788290820
N Válido	402184								

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997, Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.



Varianza intra – decil del ingreso personal mensual para habitantes del sector urbano (Decil 4)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	510100	160000	0	160000	26877986124	52691,6019	42,4626873	30327,397	919751012
N Válido	510100								

Varianza intra – decil del ingreso personal mensual para habitantes del sector urbano (Decil 5)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	540274	250000	0	250000	32277812790	59743,4131	46,2224255	33975,0234	1154302217
N Válido	540274								

Varianza intra – decil del ingreso personal mensual para habitantes del sector urbano (Decil 6)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	637306	240000	0	240000	44185103000	69331,0639	46,9051046	37445,0239	1402129816
N Válido	637306								

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Varianza intra – decil del ingreso personal mensual para habitantes del sector urbano (Decil 7)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	753515	300000	0	300000	57973521941	76937,4491	50,7270128	44033,7061	1938967275
N Válido	753515								

Varianza intra – decil del ingreso personal mensual para habitantes del sector urbano (Decil 8)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	854978	360000	0	360000	75569011108	88387,0826	54,5648474	50453,3973	2545545300
N Válido	854978								

Varianza intra – decil del ingreso personal mensual para habitantes del sector urbano (Decil 9)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	936276	580000	0	580000	1,02441E+11	109413,164	68,4388172	66222,3275	4385396660
N Válido	936276								

Varianza intra – decil del ingreso personal mensual para habitantes del sector urbano (Decil 10)

	N	Rango Estadístico	Mínimo	Máximo	Suma Estadística	Media	Error Estándar	Desviación Estándar	Varianza
Ingreso Laboral Mensual	1117191	5000000	0	5000000	2,28996E+11	204975,197	173,615804	183507,141	3,3675E+10
N Válido	1117191								

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Anexo N°4

Regresión General:

LS // Dependent Variable is LYPL				
Date: 09/12/00 Time: 16:02				
Sample: 1901 27504				
Included observations: 24229				
Excluded observations: 1375				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AEA	0.078103	0.001533	50.94854	0.0000
C	10.36696	0.013674	758.1575	0.0000
R-squared	0.096774	Mean dependent var		10.98592
Adjusted R-squared	0.096737	S.D. dependent var		1.027843
S.E. of regression	0.976864	Akaike info criterion		-0.046733
Sum squared resid	23118.93	Schwarz criterion		-0.046065
Log likelihood	-33811.31	F-statistic		2595.753
Durbin-Watson stat	1.493759	Prob(F-statistic)		0.000000

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Anexo N°5

Regresión Ideal

LS // Dependent Variable is LYPL
 Date: 09/12/00 Time: 15:52
 Sample: 1901 27504
 Included observations: 24229
 Excluded observations: 1375

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AEA	0.088105	0.001567	56.21153	0.0000
C	9.642598	0.025454	378.8232	0.0000
SEXO1	0.482289	0.012745	37.84234	0.0000
URBANO	0.153915	0.021093	7.297101	0.0000
COHORTE2	0.279831	0.014175	19.74050	0.0000
COHORTE3	0.328670	0.015957	20.59710	0.0000
R-squared	0.163945	Mean dependent var		10.98592
Adjusted R-squared	0.163772	S.D. dependent var		1.027843
S.E. of regression	0.939916	Akaike info criterion		-0.123681
Sum squared resid	21399.63	Schwarz criterion		-0.121677
Log likelihood	-32875.12	F-statistic		949.9949
Durbin-Watson stat	1.464149	Prob(F-statistic)		0.000000

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Anexo n°6

Regresión Ideal (Corregida)

GMM // Dependent Variable is LYPL

Date: 09/14/00 Time: 16:46

Sample(adjusted): 1 25604

Included observations: 24229

Excluded observations: 1375 after adjusting endpoints

White Covariance

Convergence achieved after 4 iterations

Instrument list: LYPL AEA URBANO SEXO1 COHORTE2 COHORTE3

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.600477	0.025074	382.8804	0.0000
AEA	0.090634	0.001697	53.40143	0.0000
URBANO 0.188578	0.020023	9.418236	0.0000	
SEXO1	0.541296	0.012788	42.32913	0.0000
COHORTE2	0.352858	0.013459	26.21724	0.0000
COHORTE3	0.410821	0.015782	26.03069	0.0000
R-squared	0.152915	Mean dependent var		10.98592
Adjusted R-squared	0.152740	S.D. dependent var		1.027843
S.E. of regression	0.946096	Akaike info criterion		-0.110575
Sum squared resid	21681.96	Schwarz criterion		-0.108570
Durbin-Watson stat	1.452749	J-statistic		0.030249

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

Anexo N° 7

Test de Heteroscedasticidad

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	4.248576	Probability	0.000278
Obs*R-squared	25.47202	Probability	0.000279

Test Equation:

LS // Dependent Variable is RESID^2

Date: 09/12/00 Time: 15:53

Sample: 1901 27504

Included observations: 24229

Excluded observations: 1375

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.663419	0.153170	4.331251	0.0000
AEA	-0.044866	0.026240	-1.709824	0.0873
AEA^2	0.003177	0.001510	2.104556	0.0353
SEXO1	0.068821	0.066948	1.027968	0.3040
URBANO	0.120586	0.111141	1.084986	0.2779
COHORTE2	0.221458	0.074751	2.962619	0.0031
COHORTE3	0.308911	0.085804	3.600201	0.0003

R-squared	0.001051	Mean dependent var	0.883224
Adjusted R-squared	0.000804	S.D. dependent var	4.936087
S.E. of regression	4.934102	Akaike info criterion	3.192630
Sum squared resid	589693.5	Schwarz criterion	3.194969
Log likelihood	-73049.58	F-statistic	4.248576
Durbin-Watson stat	1.311864	Prob(F-statistic)	0.000278

Fuente: Oficina central de estadística de informática, 1997. Treinta años de Encuesta de hogares, 1967-1997, Caracas. Cálculos propios.

