



Centro de Estudios  
para el Desarrollo  
y la Participación



consorcio de investigación  
económica y social

# **Más allá de la igualdad de oportunidades: Desigualdad de ingresos, responsabilidad individual y movilidad social en el Perú**

**Informe final**

**Stanislao Maldonado y Vanessa Ríos<sup>1</sup>**

2006

(Comentarios bienvenidos)

---

<sup>1</sup> Stanislao Maldonado. CEDEP y Maestría en Economía, Universidad de San Andrés, Vito Dumas 284, (B1644BID) Victoria, Provincia de Buenos Aires, Argentina. [smaldonado@udesa.edu.ar](mailto:smaldonado@udesa.edu.ar). Vanessa Ríos. CEDEP. Faustino Sánchez Carrión 790, Magdalena del Mar, Lima, Perú. [vríos@cedeperu.org](mailto:vríos@cedeperu.org). El presente estudio forma parte del Programa de Investigaciones 2004 del Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES), llevado a cabo gracias a los auspicios de la Agencia Canadiense para el Desarrollo Internacional (ACDI) y el Centro de Investigación para el Desarrollo Internacional (IDRC). Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de Juan Chacaltana, Francisco Ferreira, Marta Menendez, Pedro Francke y un referí anónimo. Los errores y omisiones son de nuestra exclusiva responsabilidad y no competen a ninguno de los anteriormente mencionados ni a las instituciones para las que trabajan.

**Más allá de la igualdad de oportunidades:  
Desigualdad de ingresos, responsabilidad individual y  
movilidad social en el Perú**

**INDICE**

Resumen Ejecutivo.....	3
Introducción.....	7
Capítulo I: El Perú como sociedad desigual: una revisión de la literatura distributiva desde el enfoque de igualdad de oportunidades.....	10
Capítulo II Marco teórico.....	31
Capítulo III Evaluando la desigualdad de resultados y la movilidad social según origen étnico.....	45
Capítulo IV Modelo econométrico: estrategia empírica y principales resultados.....	60
Capítulo V Conclusiones y recomendaciones de política.....	82
Bibliografía.....	87
Anexos.....	97

## Resumen Ejecutivo

En el presente estudio se ponen en cuestión dos “hechos estilizados”, que suelen ser afirmaciones de muchos en el Perú, desde los estudios de Webb y Figueroa (1975). Uno es que la distribución del ingreso es muy desigual y el otro que dicha desigualdad habría aumentado desde mediados del siglo pasado. Con ese propósito, y en concordancia con recientes avances de la literatura se contraponen la visión predominante –la cual centra su interés en la desigualdad de una variable de resultado como es el ingreso- con una aproximación que da cuenta de la desigualdad como el producto de factores que escapan al control de los individuos y otros que se encuentran bajo la responsabilidad individual. A estos factores, siguiendo a Roemer (1998), se les llama “circunstancias” y “esfuerzos”, respectivamente. Esta aproximación permitirá mejorar nuestra comprensión respecto a la naturaleza del fenómeno distributivo, en especial porque permitirá dilucidar el rol que cumple la responsabilidad individual en términos del acceso al bienestar alcanzado por las personas.

La literatura distributiva para el caso peruano ha tendido a resaltar la importancia de variables de “circunstancia”, como el origen étnico, a la hora de explicar las brechas de ingreso y bienestar observadas dentro del país. Por esta razón, este estudio se concentró en evaluar la magnitud de dichas desigualdades. La evidencia encontrada indica que las desigualdades al interior de cada grupo son significativas y que son lo más importante a la hora de explicar la desigualdad total observada. Así, apenas el 9% de la desigualdad total, a nivel nacional, se explica por diferencias entre grupos étnicos, mientras que son las diferencias educativas y de dominio geográfico los factores más importantes para explicar la desigualdad inter-grupal.

Como era de esperarse, las brechas en términos de bienestar entre los grupos étnicos bajo análisis son importantes. Consistentemente, es la población caucásica la que se encuentra en mejor situación, mientras que –en el otro extremo- son los grupos indígenas los que se encuentran en la peor. Asimismo, la distancia en términos de bienestar entre la población caucásica y el grupo étnico que sigue en el ordenamiento de bienestar es significativa. De este modo, el Perú puede ser caracterizado como una sociedad en donde la heterogeneidad social está fuertemente vinculada a aquella relacionada al disfrute de bienestar, en donde un grupo muy pequeño disfruta de altos

niveles de bienestar promedio, mientras que los más numerosos y socialmente excluidos se encuentran en peores condiciones y acceden a niveles de bienestar ostensiblemente menores. Además, es una sociedad donde las desigualdades al interior de cada grupo étnico contribuyen a explicar gran parte de los altos niveles de desigualdad que la caracterizan.

A fin de determinar si dichas diferencias son producto de factores situados más allá del control de los individuos o “circunstancias”, se aplicó la estrategia de descomposición microeconómica sugerida por Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005), la cual permite descomponer el impacto de las variables de “circunstancia” y “esfuerzo” sobre la desigualdad. Bajo esta estrategia, se estimó el impacto de las “circunstancias” tanto directamente sobre los ingresos laborales como indirectamente sobre las variables que aproximan los “esfuerzos”. A fin de dar cuenta de los problemas de endogenidad indicados en el texto, se utilizó un análisis de límites de los coeficientes insesgados construidos a partir de simulaciones de Monte-Carlo.

Los resultados de las ecuaciones de determinación de los ingresos laborales, a nivel urbano, muestran claramente que los coeficientes asociados a las “circunstancias” observables utilizadas en la especificación econométrica son, en la mayoría de los casos, estadísticamente significativos y revelan un impacto importante sobre los ingresos laborales. Dentro de ellos, resalta la educación de los padres, que es uno de los determinantes más importantes en esa dirección. Por otro lado, el origen étnico parecer ser no relevante en el caso de los hombres, pero sí para el de las mujeres indígenas y mestizas. Y, aunque mayor investigación debe hacerse en el futuro, este resultado sugiere, en principio, que el rol tradicionalmente asignado en la literatura al origen étnico como determinante de la desigualdad amerita ser revisado en el caso de los hombres, mientras que en el caso de las mujeres señala un espacio de acción importante para las políticas públicas orientadas a mejorar las oportunidades de los sectores excluidos.

Mediante el uso de simulaciones microeconómicas, se estimó en cuánto se modificarían los indicadores de desigualdad utilizados en el caso de que las “circunstancias” fuesen las mismas para todos los individuos. Los resultados muestran reducciones pequeñas de los coeficientes de desigualdad. Así por ejemplo, el coeficiente de Gini se reduce sólo en 4 puntos porcentuales tanto en el caso de los hombres como en el de las mujeres luego de que la igualación de las “circunstancias” observables es realizada. Con ello, al menos 7% de la desigualdad de los ingresos

laborales en el caso del coeficiente de Gini, y 17% en el caso del índice de Theil, es producto de la desigualdad de oportunidades.

Aunque no es posible obtener una estimación precisa respecto al rol de las variables de “esfuerzos” que aproximan la responsabilidad individual sobre los ingresos laborales, existen razones para suponer que su contribución sería importante. Luego de descontar el impacto de las “circunstancias” observables y el error de medición, cerca del 50% de la descomposición es explicada por las “circunstancias” no observables y los “esfuerzos” observables y no observables. Dado que se consideraron las variables de “circunstancias” resaltadas por la literatura, es de esperarse que buena parte del impacto de estas variables sobre la desigualdad de ingreso ya haya sido considerado, con lo cual la contribución de las “circunstancias” no observables no debería de ser sustancial. Por otro lado, buena parte de las variables de “esfuerzo” señaladas por la literatura son de naturaleza no observable, por lo que es de esperarse que una parte significativa del componente residual esté explicado por éstas. No obstante nuestras suposiciones, mayor trabajo empírico ha de realizarse a fin de evaluar con mayor detalle el rol de la responsabilidad individual sobre la desigualdad del ingreso.

A partir del análisis de cohortes, es posible construir una interpretación alternativa respecto a la evolución de la desigualdad en las últimas décadas, la cual indica que la desigualdad de oportunidades cayó entre las generaciones que se insertaron al mercado laboral entre las décadas del 60 y 70, para luego aumentar entre las generaciones que lo hicieron entre las décadas del 80 y 90. Este comportamiento de la desigualdad de oportunidades se dio conjuntamente con una reducción significativa del efecto indirecto de las “circunstancias”, lo cual implica que éstas perdieron progresivamente importancia a la hora de determinar los “esfuerzos” de las personas. Por esta razón, dicho proceso puede caracterizarse como de movilidad social frustrada, puesto que la crisis económica y las transformaciones asociadas a las reformas liberales impidieron que la reducción encontrada en el impacto de las “circunstancias” sobre los “esfuerzos” se encuentre asociada a una reducción progresiva del efecto total de las mismas. Esta interpretación es compatible con los hallazgos de Benavides (2002).

Las implicancias para las políticas públicas de estos hallazgos son importantes. Una primera implicancia de política se relaciona con el impacto de la educación de los padres sobre el ingreso laboral de los hijos. En general, políticas destinadas a

aminorar el impacto del origen familiar son necesarias, a pesar que –como ha sido mencionado- el efecto indirecto muestre una tendencia decreciente a través de las cohortes. Nótese que la educación aparece dentro de estos resultados como un instrumento imperfecto a fin de explicar la movilidad social, sugiriendo con ello que las oportunidades laborales dependerían más de la pertenencia a ciertas redes sociales. Mejoras sustantivas en la calidad de la educación son necesarias en esa dirección.

Por otro lado, especial atención merece el caso de las mujeres de origen indígena. El peso de las “circunstancias” es fundamental en este grupo. Esto lleva a sugerir que las políticas de reducción de la pobreza y ampliación de oportunidades vigentes dirigidas a grupos altamente vulnerables como éste deberían ir más allá de la visión formal de igualdad de oportunidades que manejan. Por esta razón es fundamental avanzar en la introducción de reformas institucionales que mejoren el acceso de los grupos menos aventajados de la sociedad a las “instituciones básicas”.

Para ello, no basta con asegurar condiciones de igualdad de oportunidades en la distribución de las ventajas que emergen de la cooperación social, pues no garantizan la reducción de las desigualdades que caracterizan a la sociedad peruana. Por eso, se hace preciso pensar en reformas institucionales que avancen progresivamente en la construcción de una estructura social moralmente aceptable, que, a la vez, promuevan la igualdad de oportunidades dentro de esa estructura. Ello exige mayor compromiso de parte de diversos actores a fin de articular arreglos institucionales que hagan sostenible lo anterior.

En esa dirección es fundamental reformar sustancialmente las políticas públicas de reducción de la pobreza a fin de promover efectivamente la igualdad de oportunidades. Ello requerirá, entre otras cosas, ampliar sustantivamente el foco de atención y dar mayor relevancia a políticas orientadas a mejorar los activos de los más pobres, generar condiciones para el ejercicio de su voz, e implementar mecanismos de acción afirmativa. Asimismo, ello exigirá prestar mayor atención a las condiciones de vida de los grupos vulnerables y avanzar en el diseño de estrategias y políticas que tomen en cuenta sus necesidades particulares. No basta con eliminar las barreras que impidan el acceso de los menos aventajados a los programas sociales, sino que es preciso crear condiciones para que estos sectores tengan la capacidad de demandar los bienes y servicios que estos programas ofertan y puedan, a su vez, transformarlos en bienestar. Así, el reto de las políticas públicas de reducción de la pobreza es ir más allá de la estricta igualdad de oportunidades.

## Introducción

En el Perú, desde los estudios pioneros de Webb y Figueroa (1975), existe un consenso en torno a la idea de que la distribución del ingreso es muy desigual y que dicha desigualdad habría aumentado desde mediados del siglo pasado<sup>2</sup>. Estos dos “hechos estilizados” continúan siendo afirmaciones comunes entre la clase política, los medios de comunicación y un sector importante de la academia.

No es de extrañar que ello sea así. La literatura económica y sociológica del país ha tendido a caracterizar a la sociedad peruana como fuertemente jerárquica y excluyente, con elevados niveles de discriminación étnica en contra de la población andina y afrodescendiente, y con una fuerte concentración del poder y la riqueza<sup>3</sup>. Recientemente, siguiendo con este enfoque, Figueroa (2003) ha propuesto una teoría general del capitalismo basada en un enfoque de exclusión para explicar la desigualdad de los ingresos de los países y sus diferencias. Así, en sociedades como la peruana, la existencia de procesos agudos de exclusión social, producto de una desigual distribución inicial de los activos sociales, que hunde sus raíces en la época colonial, sería la causa principal de los elevados niveles de desigualdad observados (Figueroa, Altamirano y Sulmont 1996, Figueroa 2003)<sup>4</sup>.

Una de las implicancias analíticas que se desprende de este enfoque teórico se encuentra íntimamente ligada al tema de la reproducción de la desigualdad en el tiempo y el rol que ejerce la responsabilidad individual en dicho proceso. Alguien que nace en condiciones de exclusión no tendría muchas posibilidades de superar su condición de privación inicial debido a la presencia de mecanismos institucionales excluyentes que no facilitan su acceso a los activos sociales para poder progresar en la pirámide social. Así, son factores, situados más allá del control de las personas, los que determinarían su acceso al bienestar. Además, dado que los factores de exclusión social se reproducen en el tiempo o cambian muy lentamente en el mismo, es de

---

<sup>2</sup> Para un análisis detallado del trabajo de Webb, véase Rodríguez (1993).

<sup>3</sup> Entre los estudios clásicos que sostienen un enfoque de esta naturaleza podemos señalar a Anaya (1990), Bourricaud (1967) y Malpica (1968).

<sup>4</sup> Esta visión tiene soporte en la reciente literatura que analiza el impacto de largo plazo de los procesos de colonización. Engerman y Sokoloff (1994) han insistido en que las diferencias iniciales en el grado de desigualdad pueden ser atribuidas a las respectivas dotaciones de factores. Estas diferencias han tenido un impacto profundo y duradero en los patrones de desarrollo de las distintas sociedades debido al efecto de éstas sobre el tipo de instituciones que se constituyeron en éstos sistemas sociales. Un enfoque similar puede encontrarse en el trabajo de Acemoglu, Johnson y Robinson (2001).

esperarse que una sociedad muy excluyente tenga pocos niveles de movilidad social. Entonces, quien nace excluido tiene muchas probabilidades de morir en la misma situación, a causa de factores que escapan de su control.

El hecho de que el elevado nivel de desigualdad, que junto a la extendida pobreza caracterizan a nuestra sociedad, se haya mantenido relativamente estable en los últimos años -tal y como se verá más adelante- otorga, en apariencia, respaldo al enfoque anteriormente señalado. Sin embargo, a pesar de la importancia que efectivamente tienen las circunstancias económicas y sociales sobre la perspectiva de vida de los individuos, se ha hecho muy poco por estudiar el rol que desempeñan los factores de responsabilidad individual sobre los resultados que cada individuo alcanza en términos del acceso al bienestar. Se tiende a suponer implícitamente que el efecto de las circunstancias o condiciones iniciales es tan poderoso que el margen para la responsabilidad individual es muy pequeño, lo cual explica el hecho de que casi no haya literatura que aborde dichas dimensiones en el país. Así, se asume implícitamente cierto determinismo respecto al rol de las circunstancias económicas y sociales, quedando pendiente, realizar un análisis teórico-empírico de la contribución, tanto de los factores de responsabilidad individual como de las condiciones iniciales o “circunstancias” sociales sobre la desigualdad social, en específico la desigualdad del ingreso. Es por esta razón que el presente estudio buscará completar este vacío existente para el caso peruano.

Para ello se usará la propuesta teórica desarrollada por Roemer (1995 y 1998). De acuerdo con este autor, una política de igualdad de oportunidades debería buscar, por medio del uso de un instrumento<sup>5</sup>, que el grado en el cual un individuo logre un objetivo sea independiente de sus “circunstancias” y refleje exclusivamente su disposición a esforzarse, esto es, sus elecciones autónomas. Así, bajo esta lógica, son perfectamente justificables las diferencias en términos del disfrute del bienestar si es que estas son debidas exclusivamente a los diferenciales en términos del esfuerzo desplegado por los individuos y no consecuencia de las “circunstancias” que le ha tocado enfrentar.

El presente trabajo se basará en la estrategia microeconómica sugerida por Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005), a partir de la propuesta teórica de Roemer (1998), para descomponer la contribución de los “esfuerzos” y las “circunstancias” en

---

<sup>5</sup> Definido como el mecanismo por el cual las oportunidades son equiparadas (Roemer 1995 y 1998).



la desigualdad de los ingresos laborales para el caso peruano a partir de la información provista por las Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG). Luego, se analizará el impacto de ambas variables sobre la movilidad social. Las implicancias en términos de políticas públicas de un análisis de esta naturaleza son muy poderosas puesto que, si se encontrara que el nivel de desigualdad se mantiene significativamente alto una vez equiparadas las oportunidades para la adquisición de medios que permiten el logro de realizaciones valiosas; entonces, una política de igualdad de oportunidades no sería suficiente a fin de revertir las disparidades distributivas existentes y sería necesario explorar políticas redistributivas más activas a fin de avanzar en la construcción de una sociedad más equitativa e incluyente.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En el siguiente capítulo se discutirá la literatura distributiva existente para el caso peruano. El interés será evaluar cómo en ésta se ha venido abordando la relación entre “circunstancias” y “esfuerzos” en la explicación de los patrones distributivos y su dinámica de mediano y largo plazo. En particular, se argumentará que la literatura dominante ha concedido demasiada importancia a las “circunstancias”, llevando a lo que podemos denominar la tesis del determinismo distributivo.

En el capítulo II se presentan y evalúan las implicancias conceptuales de un enfoque de igualdad de oportunidades en el marco de la discusión respecto al rol que tienen los factores de responsabilidad personal en el resultado distributivo. Se discutirá en primera instancia cómo la literatura, desde la filosofía política, ha venido evaluando la desigualdad; y luego se presentará la propuesta teórica de Roemer que nos servirá de base para la sección empírica. Adicionalmente, se evaluará conceptualmente la relación existente entre la movilidad social y la igualdad de oportunidades a partir de una revisión parcial de la literatura internacional sobre el tema.

Los capítulos III y IV contienen el núcleo del trabajo. En el primero de ellos, se discutirá la magnitud de la desigualdad en el Perú y las brechas existentes entre grupos étnicos, basadas en técnicas de descomposición de la desigualdad y estimaciones de bienestar agregado. También se evalúa en términos empíricos la movilidad social teniendo en cuenta el origen étnico. En el capítulo IV se parte de lo anterior para aproximar empíricamente la medición de la contribución de los factores de responsabilidad individual y las “circunstancias” sobre la desigualdad, utilizando la estrategia empírica sugerida por Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005). El documento concluye con un conjunto de conclusiones y recomendaciones de política.

### **El Perú como sociedad desigual: Una revisión de la literatura distributiva desde el enfoque de igualdad de oportunidades**

La presente sección tiene por propósito hacer una evaluación de los estudios sobre la temática distributiva en el país<sup>6</sup>. Los primeros estudios elaborados para el caso peruano por Webb (1977) y Figueroa (1974) sugieren que la concentración del ingreso es muy elevada, una de las más desiguales de América Latina, a la postre la región más desigual del planeta. La otra idea que emerge a partir de estos estudios es que dicha concentración habría empeorado desde entonces y, en la actualidad, muchos sugieren además que las reformas liberales habrían contribuido en ese proceso. Trabajos más recientes han puesto en cuestión dichos “hechos estilizados” del proceso distributivo peruano sugiriendo que –en realidad- la distribución del ingreso y del gasto se ha vuelto menos desigual en las últimas décadas (Escobal, Saavedra y Torero 1999, y Saavedra y Díaz 1999).

A la par de la literatura sobre desigualdad del ingreso, hay una tradición importante dentro de las ciencias sociales del país en el estudio de la discriminación y la desigualdad social. Recientemente, con la incorporación del concepto de exclusión social como categoría de análisis, dicha tradición ha experimentado un avance importante, sobre todo a partir de los trabajos de Figueroa. Como se verá más adelante esta literatura le concede mucha importancia al peso de las “circunstancias” sociales como determinantes casi exclusivos del resultado observado en términos de acceso al bienestar entre grupos sociales distintos. Finalmente, aunque bastante más escasa e incipiente, está emergiendo una literatura que aborda el tema de la movilidad social y la dinámica de la pobreza y la desigualdad.

Antes de entrar de lleno a la discusión, es importante anotar que no existen estudios previos en el país que den cuenta del nivel de igualdad de oportunidades. Salvo algunos estudios como el de Benavides (2002), el tema aparece muy entrelineas, por lo que el propósito de esta sección será interpretar o poner en

---

<sup>6</sup> Para un *survey* reciente de la literatura sobre temas distributivos en el Perú desde una aproximación que destaca el rol de las “circunstancias”, puede consultarse Altamirano, Copestake, Figueroa y Wright (2003).

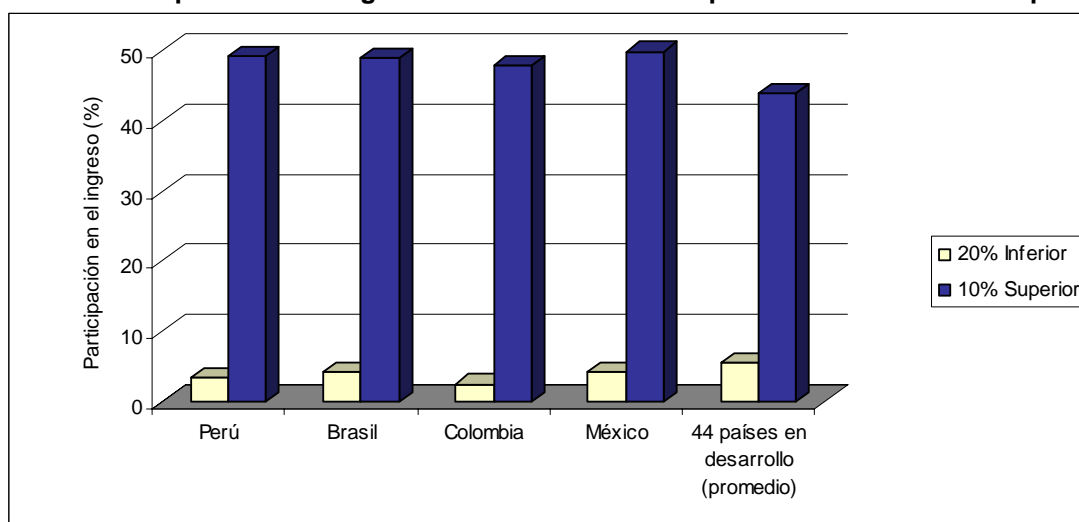
evidencia, a partir de los estudios que se discutirán, cuál ha sido el rol que han jugado los “esfuerzos” y las “circunstancias” en la dinámica distributiva del país desde 1950. Como se verá, el tema de la responsabilidad personal se encuentra casi ausente en la literatura previa, atribuyéndose los movimientos de los indicadores distributivos a cambios en las políticas públicas o debido al ciclo económico.

### 1.1. La desigualdad del ingreso en el Perú: una mirada de largo plazo

#### *Los estudios clásicos de Webb y Figueroa.*

En primer lugar tenemos los estudios basados en la construcción de indicadores sobre distribución funcional y personal del ingreso dentro de los cuales destacan sin duda los trabajos de Webb y Figueroa. El estudio de Webb (1975), considerado hasta ahora como el diagnóstico más importante sobre la distribución del ingreso en el Perú (Rodríguez 1993), hace una descripción detallada de la misma para 1961 a través del uso de diversas fuentes de información cuya cobertura alcanzaba al 92% del ingreso nacional. De acuerdo con sus estimados, el 25.4% del ingreso personal y el 30.5% del ingreso nacional era concentrado por el 1% más rico de la población mientras que el decil más pobre apenas recibía el 1% de ambos ingresos. Así, Webb encontraba que la desigualdad del ingreso en el país era muy profunda y tan elevada como la de Brasil y Colombia, que son sociedades consideradas tradicionalmente como muy inequitativas, y bastante más alta aún que el promedio de un conjunto de países en desarrollo, tal y como lo muestra el gráfico 1.1.

**Gráfico 1.1**  
**Participación en el ingreso en la década del 60: quintil inferior vs. decil superior**



Fuente: Webb (1975:30). Elaboración propia.

De acuerdo con Webb, entre 1950 y 1966 la distribución del ingreso empeoró, sobre todo en el caso de los ingresos provenientes del trabajo. Ello se debió esencialmente al estancamiento de la tasa de crecimiento de los ingresos de grupos como la población de origen rural y parte de los trabajadores independientes, así como a las mayores tasas de crecimiento del ingreso de las familias ubicadas en la mitad superior de la distribución hacia 1950. Es importante notar que dicho deterioro se dio en un contexto de alta movilidad social bi-direccional, la misma que, de acuerdo con el autor, se dio fundamentalmente entre los propietarios ricos y la clase media. Webb atribuyó dicha movilidad a la gran expansión del producto experimentada durante la década del 50:

*“El rápido crecimiento económico a partir de 1950 impulsó la movilidad ascendente: probablemente solo una minoría de las grandes fortunas de 1961 tenía más de dos generaciones de antigüedad, lo que se demuestra al ver entre los muy ricos gran número de apellidos de migración reciente”* (Webb 1975:36).

Un hecho interesante que señala también Webb consiste en la alta homogeneidad social existente entre ambos grupos. De hecho, de acuerdo con nuestro autor, los *“... dos grupos esencialmente conforman la misma clase social, teniendo en común, por ejemplo, la misma raza, familias, colegios, alto grado de educación y lugar de residencia...”* (Webb 1975:36-37). Así, serían factores que podríamos considerar como variables de *“esfuerzo”* las que estarían detrás de la alta movilidad social observada en el periodo, debido a que las *“circunstancias”* son relativamente homogéneas dentro de la misma clase social. Ello implica que los altos niveles de desigualdad de los ingresos descritos por Webb para el caso peruano serían compatibles con altos niveles de movilidad intra-grupo, a la par que se preserva una escasa movilidad inter-grupo en un contexto de elevada desigualdad de oportunidades<sup>7</sup>.

El deterioro distributivo encontrado por Webb para el periodo 1950-1966 parece haberse mantenido hacia principios de los noventa, de acuerdo con los estudios de Figueroa (Figueroa 1982 y Figueroa 1990). De acuerdo con este autor, la desigualdad aumentó en el periodo 1968-1975 a pesar de las políticas redistributivas radicales del Gobierno Militar de Velasco. Ello se debió tanto al aumento de la dispersión de los

---

<sup>7</sup> Como se verá más adelante, este hallazgo de Webb –casi no mencionado en la literatura– es consistente con los resultados obtenidos por Herrera (1999) y Benavides (2001), quienes encuentran que existe una alta movilidad al interior de cada grupo (llámese clase social o grupo de ingreso) pero escasa movilidad entre éstos.

ingresos de los trabajadores como al incremento de la participación de las ganancias empresariales en el ingreso nacional, las cuales se elevaron de 15-16% a 20% (Figuroa 1982:9)<sup>8</sup>.

La crisis desatada en 1975 terminó por reforzar la tendencia anterior. La desigualdad siguió su tendencia creciente, gracias nuevamente al incremento de la participación de las ganancias, la cual llegó a representar cerca de un tercio del ingreso nacional hacia 1980 (Ver Figuroa 1982, cuadro 3). La desigualdad entre los trabajadores disminuyó debido a que la reducción de los ingresos de los trabajadores de los “sectores modernos” fue más significativa que el deterioro experimentado en el caso de los trabajadores del “sector tradicional”, lo cual derivó en un incremento significativo de la pobreza. Producto de estos cambios Figuroa llegó a concluir que *“... la forma de la pirámide de ingresos ha cambiado en dos sentidos: se ha alargado en la cúspide y se ha achatado más su base”* (Figuroa 1982: 19).

La situación no cambiaría mucho hacia principios de los noventa, tanto que Figuroa caracterizaría la situación distributiva del país en los mismos términos en que lo hizo para 1975, siendo el rasgo más saltante nuevamente el alto crecimiento de la participación de las utilidades en el ingreso nacional, la cual llegó a representar el 48% del ingreso nacional hacia 1989, en un contexto de crisis económica generalizada y de incrementos importantes de la pobreza (Figuroa 1990:8).

Recientemente, al evaluar el proceso de reformas liberales de la década pasada, Figuroa encuentra que las reformas estructurales no han modificado significativamente la concentración de la propiedad en el país, ni la distribución del ingreso. En palabras de Figuroa: *“Ni las reformas del gobierno del General Velasco ni las del gobierno del presidente Fujimori han logrado modificar los factores esenciales que subyacen a la desigualdad persistente que se observa en la economía peruana. El Perú sigue siendo un país desigual.”* (Figuroa 2001:208). De ello se desprende que, en el mejor de los casos, la desigualdad se ha mantenido tan alta como estaba a principios de la década pasada.

---

<sup>8</sup> Figuroa señala con claridad la paradoja de la estrategia redistributiva del Gobierno Militar: Las políticas proteccionistas promovidas por el régimen solo contribuyeron a elevar la participación de las ganancias dentro del ingreso nacional mientras que su impacto sobre quienes se supone eran sus principales beneficiarios fueron mas que modestos. Solamente se transfirió cerca del 2 o 3% del ingreso nacional del percentil superior a aproximadamente el 18% de la fuerza laboral (Cfr. Figuroa 1975).

A modo de resumen se podría afirmar –de acuerdo con Figueroa- que entre 1950 y 1990 la desigualdad se elevó, teniendo como marco dos fases bien marcadas del ciclo económico: Una expansiva, entre 1950 y 1975, promovida por las políticas intervencionistas y la estrategia de industrialización por sustitución de importaciones; y una recesiva, entre 1976 y 1990. En la primera, el deterioro distributivo tuvo su origen tanto en el incremento de la desigualdad de los ingresos del factor trabajo como en un aumento de la participación de las ganancias en el ingreso nacional. En la segunda, el incremento de la desigualdad se debió a la elevación de la participación de las ganancias en el ingreso nacional y el proceso de deterioro de las remuneraciones del ingreso de trabajo a causa de la crisis. En el caso de la década pasada, la evidencia de la concentración de la propiedad recogida en Figueroa (2001), sugiere que, en el mejor de los casos, la distribución del ingreso no se habría modificado en forma significativa.

No es posible evaluar a partir de los trabajos de Figueroa el rol que han tenido los “esfuerzos” y “circunstancias” en la dinámica distributiva del país desde mediados de siglo pasado. Las políticas públicas ocupan el lugar central de su interpretación, por lo que habrá que esperar a revisar sus trabajos sobre exclusión social para darnos una mejor idea al respecto. Sin embargo, un elemento interesante que emerge de la discusión anterior es que el patrón distributivo siguió su tendencia regresiva a pesar de las distintas políticas económicas y entornos políticos que se dieron en dicho periodo, lo cual sugiere que la desigualdad sería una variable muy viscosa en el tiempo y relativamente insensible a las políticas públicas. Se volverá sobre este punto más adelante.

### ***Distribución de Ingresos y Gastos según las Encuestas de Hogares***

Una forma alternativa de aproximarse al análisis de la distribución del ingreso es la que se realiza a partir del análisis de encuestas que recogen información sobre ingresos y gastos a nivel de hogares<sup>9</sup>. En el Perú, una de las primeras encuestas con cobertura nacional realizada con dichos propósitos fue la Encuesta Nacional de Consumo Alimentario (ENCA), la misma que incluyó información sobre el total de ingresos de los hogares para el periodo 1971-1972. A partir de dicha encuesta, Amat y León (1981) estiman que la participación en el ingreso total del 20% más pobre del total de familias era de apenas 1.4%, mientras que el 5% más rico concentraba el

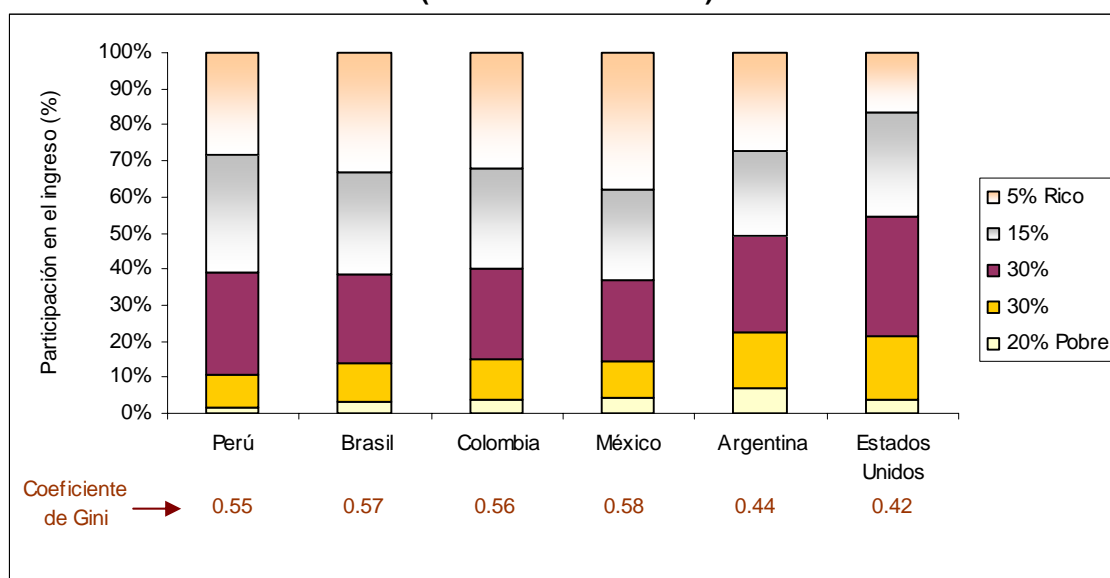
---

<sup>9</sup> Para ver el resumen de los resultados obtenidos en diferentes estudios sobre desigualdad en el Perú, ver el cuadro A.1 del anexo.

28.2%. Así, de acuerdo con esta información, la participación de los más “ricos” era mucho más modesta que la encontrada por Webb<sup>10</sup>.

A pesar de ello, la desigualdad encontrada por estos autores no dejaba de ser significativa, la cual –medida en términos del Coeficiente de Gini<sup>11</sup>- ascendía a 0.55. Y, tal y como se aprecia en el gráfico 1.2, la participación de los grupos más pobres en el ingreso nacional en Perú era bastante modesta en comparación a los otros países de la muestra. Otro hallazgo interesante de dicho estudio era que el nivel de participación del 5% de las familias ricas en el país era muy similar a los niveles observados en Argentina, a la postre uno de los países con mayor equidad en la distribución del ingreso de la región en aquel entonces (Amat y León 1981: 112).

**Gráfico 1.2**  
**Década del 70: Participación en el ingreso total por grupos de familias**  
**(Países seleccionados)**



Fuente: Amat y León (1981), Cuadro N° V.6. Elaboración propia.

Asimismo, el estudio trata de captar también las dimensiones geográficas de la distribución del ingreso. En particular identifica un alto grado de asociación positiva entre el grado de urbanización y los niveles de ingresos, los cuales a su vez se

<sup>10</sup> Sin embargo, existe un consenso en la literatura respecto a la debilidad de las encuestas de hogares para capturar adecuadamente los ingresos del capital, el cual es concentrado por una elite muy reducida. Esto nos lleva a una sub-estimación de los ingresos de este sector, y por tanto a un menor nivel estimado de desigualdad del ingreso.

<sup>11</sup> El índice de Gini es un indicador que mide el grado de concentración de una distribución en un rango que va de 0 (equidad perfecta) a 1 (inequidad perfecta). Los indicadores FGT nos permiten aproximarnos a la extensión de la pobreza (FGT0), la brecha de la pobreza (FGT1), esto es, la distancia promedio de los pobres a la línea de pobreza, y la severidad (FGT2), es decir, la desigualdad entre los pobres. Para detalles técnicos de ambos indicadores, véase Mitnik (1999).

relacionan con la desigual distribución de oportunidades en el país. De acuerdo con los autores, “...el proceso de urbanización que se está dando en el Perú...puede ser explicado por la búsqueda sistemática por parte de las familias por obtener mayores ingresos y mejores niveles de vida” (Amat y León 1981:39). Nótese aquí la clara alusión al tema de la responsabilidad de las familias en la búsqueda de mejores oportunidades para la mejora de los niveles de ingresos a través de la decisión de migrar.

Por otro lado, a partir de la información del Censo de 1981 se estimó que el decil más pobre acumulaba el 1.1% del ingreso por hogar mientras que el decil más rico se apropiaba del 46.2%. Estos resultados son muy similares a los calculados por Webb para 1961, lo cual sugiere una relativa estabilidad en la evolución distributiva del país.

Más adelante, Glewwe (1987), a partir de información recogida por la Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNIV) en el periodo 1985-1986, estima que el decil más pobre concentraba el 2.01% del gasto mientras que el decil más rico concentraba el 33.38%. El autor encuentra además que la desigualdad era más pronunciada en la selva y sierra urbana del país. A diferencia de Glewwe, De Habich (1989), que trabajó con la misma encuesta, encuentra que no hay diferencias sustantivas en el nivel de desigualdad –medida por el coeficiente de Gini- a través de las regiones cuando del ingreso se trata. Asimismo, el nivel de desigualdad estimado para el país en su conjunto no difiere mucho del estimado por Webb (1977) para 20 años atrás.

Unos años más tarde, a partir de la información de las mismas ENNIV, Medina (1996) estimó la distribución del gasto por deciles para los años 1991 y 1994. Para el primer año, el autor calculó que la participación del decil más pobre era de 2.15% mientras que el decil más rico concentraba el 30.23%. Hacia 1994, dichos porcentajes equivalían al 2.26% y 30.70% respectivamente. Es así que no se nota una modificación significativa en la desigualdad de esos años, respecto a los datos de la ENNIV de 1985/1986.

En el caso del ingreso, Cuanto (1996) encontró que para este último año el decil más pobre acumulaba el 1.7% del ingreso total de hogares frente al 34.2% apropiado por el decil más rico. Asimismo, dicho estudio estimó que la desigualdad del ingreso total a nivel nacional era del orden de 0.43 medida por el Coeficiente de Gini, no encontrándose diferencias sustantivas entre los distintos ámbitos geográficos.



A pesar de ser una guía útil para comprender las características distributivas del país, los estudios anteriores tienen la limitación de basarse en información para un solo periodo. En la sección siguiente se discutirán un conjunto de estudios que abordan la evolución distributiva a partir del análisis de información para diversos años.

## **1.2. Dinámica distributiva de mediano y largo plazo según las encuestas de hogares**

Desde mediados de la década pasada han aparecido diversos estudios que buscan analizar la dinámica distributiva del país en el mediano y largo plazo a partir de la información de las encuestas de hogares. La virtud de este tipo de trabajos es que pueden dar más elementos para el análisis de los factores que se hallan detrás de la evolución de la desigualdad, a diferencia de estudios que se limitan a hacer comparaciones regionales dentro de un mismo periodo.

Un antecedente interesante de este tipo de trabajos es la contribución de Rodríguez (1991). Este autor estima, a partir de las Encuestas de Hogares del Ministerio de Trabajo, que la desigualdad del ingreso laboral experimentó una reducción de 15 puntos entre 1970 y 1978 para mostrar luego un aumento importante de 12 puntos hacia 1984. De acuerdo con el autor, dicho comportamiento puede atribuirse al tipo de expansión educativa experimentada en los dos sub-periodos de análisis. Así, la reducción de la concentración del ingreso laboral entre 1970 y 1978 tendría su origen en la expansión en los niveles educativos medios (secundario incompleto y completo); mientras que el incremento de la desigualdad se debería a la expansión significativa de la educación superior, la cual tendría efectos altamente concentradores.

Por su parte Escobal y Agüero (1996), usando información proveniente de las ENNIV de los años 1985/86, 1991 y 1994, encuentran que en el periodo de referencia hubo un importante pero “perverso” progreso distributivo en un contexto de aguda crisis macroeconómica y del severo proceso de ajuste estructural que siguió a esta. De acuerdo con los autores, durante la debacle económica aprista los niveles de ingreso se vieron sustancialmente reducidos lo cual derivó en un incremento de los niveles de pobreza, sin que ello implicara necesariamente un deterioro en su distribución. De hecho, la distribución del gasto “mejoró” debido a que la caída del gasto fue mayor en

los deciles más ricos, cayendo la desigualdad –medida por el coeficiente de Gini- entre 1985 y 1991 (Escobal y Agüero 1996:50). Para el periodo 1991-1994, la desigualdad continuó disminuyendo –aunque de forma mucho más modesta<sup>12</sup>-, pero asociada a una recuperación del gasto real en todos los deciles. Este hallazgo pone en duda lo expresado en los trabajos de Figueroa respecto a la agudización de la desigualdad durante el periodo de crisis de fines de la década del 80, pero la reducción modesta de la misma en el periodo bajo estudio no nos permite, sin embargo, aceptar sin reservas los hallazgos de Escobal y Agüero. Tómese nota también que el estudio no señala con claridad cuales son los factores que explican la reducción de la desigualdad encontrada en el periodo 1985-1994.

Escobal, Saavedra y Torero (1999) retoman el argumento anterior y evalúan la evolución de la desigualdad en el periodo 1971-1996 a partir de la información de la ENCA para el periodo 1971/1972, obtenida de Amat y León (1981), y las ENNIV para los años 1985/1986, 1991, 1994 y 1996. Partiendo de los cálculos de Webb para 1961, encuentran que la desigualdad del ingreso se redujo significativamente en el periodo 1961-1996, cayendo de 0.55 a 0.38 en términos del coeficiente de Gini<sup>13</sup>. Asimismo, encuentran que la participación del 50% más pobre aumentó de 10.7% en el periodo 1971/72 a 24.5% en 1996, mientras que los más ricos redujeron su participación de 60.9% a 42.9%. Lo interesante de estos resultados es que ocurrieron tanto en periodos de caída de los ingresos (1985-1991), como en periodos de crecimiento del mismo (1991-1996). Sin embargo, cuando incluimos estimaciones propias para el año 2000, la tendencia señalada anteriormente se diluye (Ver cuadro A.4 en el anexo).

¿Qué factores explican la tendencia decreciente de la desigualdad encontrada en el periodo de análisis? De acuerdo con los autores, ella estaría asociada a la mejora en la distribución de activos claves como la educación y la tierra. Así, el coeficiente de Gini de la distribución de la tierra se habría reducido de 0.94 a 0.61 en el periodo 1961-1996 mientras que a su vez el número de años promedio de escolaridad pasó de 2 años en 1940 a 8 años en 1996. Esta mejora en la distribución

---

<sup>12</sup> De hecho, los autores señalan sus dudas respecto a la significancia estadística de dicha reducción, debido a problemas del marco muestral de las bases de datos utilizadas.

<sup>13</sup> Es importante señalar, como lo hacen los autores, que los datos de 1961 no son en estricto comparables con la información de los otros años debido a que los primeros se refieren al ingreso personal mientras que los demás a los ingresos familiares. Como es sabido, cuando se usa los ingresos personales los estimados de la desigualdad tienden a ser mayores. Por esta razón, los autores consideran que lo más probable es que la desigualdad no hay mostrado una variación significativa entre 1961 y el periodo 1971-72. Véase, Escobal, Saavedra y Torero (1999:85).

de activos y su tenencia media sería la responsable de esta tendencia de largo plazo en la reducción de la dispersión del ingreso encontrada por los autores.

Saavedra y Díaz (1999) discuten con mayor profundidad el argumento anterior pero poniendo mayor énfasis en el rol jugado por la educación en dicho proceso. Estudiando sobre todo el periodo 1985-1996, encuentran dos fases bastante nítidas: una primera –de 1985 a 1991- en donde encuentran que la educación por sí sola explica la mayor parte de las diferencias de ingresos, lo cual, sin embargo, no se sostiene plenamente cuando se toma en cuenta la dicotomía urbano-rural. En el caso urbano encuentran que la categoría ocupacional y la rama de actividad tienen casi el mismo nivel de importancia que la educación para explicar la dispersión del ingreso y su reducción. En el caso rural son la educación y el tamaño de la familia las variables más importantes para explicar la desigualdad, mientras que la reducción de la desigualdad al interior de los grupos de capital humano y físico es el elemento más importante en la reducción de la dispersión global.

En la segunda fase –de 1991 a 1996-, caracterizada por la aplicación de las reformas estructurales, los autores observan que la tendencia en la reducción de la dispersión se conserva, pero a un ritmo menor debido al incremento de la desigualdad relacionada a la educación. Esto se debería, a su vez, al incremento de la demanda de trabajadores calificados en el marco del proceso de apertura económica. Asimismo, el factor dominante de la reducción de la dispersión global es la disminución de la desigualdad al interior de los distintos grupos. En el caso rural se observa también un incremento de la desigualdad, la cual se encuentra relacionada a la evolución de los retornos a la educación.

Una conclusión importante que se desprende de estos tres estudios analizados es que la variable relevante en términos de política pública no debería ser la distribución del ingreso sino, más bien, el aumento del ingreso de los más pobres, lo cual se puede dar tanto en contextos de incremento como de reducción de la dispersión de los ingresos. Saavedra y Díaz (1999) resumen dicha conclusión de la siguiente manera: *“El aumento de los ingresos, sin importar si se da en mayor magnitud entre los más ricos, genera además la posibilidad de redistribución de las oportunidades, ya que permite invertir en activos de capital humano de los más pobres. El problema pertinente en términos de política, no es la desigualdad del ingreso, sino es más bien la desigualdad de oportunidades, variable que sí es posible*

*de intervención independientemente del contexto en términos de la desigualdad del ingreso” (Saavedra y Díaz 1999:69).*

Nótese la relevancia que adquiere la discusión del tema de la igualdad de oportunidades desde esta perspectiva. Sin embargo, los autores no ofrecen una aproximación acerca de cómo medir la extensión de dicha desigualdad de oportunidades, ni mucho menos sugieren estrategias para alcanzarla. No obstante, en términos del tema central de este documento, es bastante claro el peso que es asignado a la educación como variable explicativa del proceso de reducción de las disparidades distributivas de mediano plazo encontrado en los estudios revisados, lo cual podría estar a su vez asociado a un proceso de mejora en la distribución de las oportunidades. Se volverá sobre este punto más adelante.

Sin embargo, es importante señalar que esta tendencia no fue similar en todo el país. Por ejemplo, Herrera (1999) encuentra que en el caso de Lima Metropolitana la desigualdad sufrió un fuerte incremento entre 1985/86 y 1990, pasando de 0.38 a 0.47 en términos del coeficiente de Gini. Luego de reducirse entre 1990 y 1994, nuevamente experimenta un ligero incremento entre 1994 y 1997 (de 0.39 a 0.43). De acuerdo con el autor dicho resultado evidenciaría que las medidas de ajuste estructural afectaron de manera significativa no solo a los estratos de bajos ingresos sino también a los hogares de posiciones relativamente elevadas por lo que la distribución del ingreso no solamente se volvió menos desigual sino también relativamente más uniforme (Herrera 1999: 113).

Esta tendencia creciente en la desigualdad es también encontrada por el Banco Mundial (1999) a nivel nacional, para el periodo 1994-1997. En dicho estudio se encuentra que la desigualdad del ingreso se incrementó de 0.469 a 0.484 mientras que la desigualdad de la riqueza lo hizo de 0.695 a 0.726. La excepción fue la desigualdad en el consumo que mostró una ligera reducción (de 0.360 a 0.348). Este comportamiento tuvo importantes diferencias en función al área geográfica pues, mientras en el entorno urbano tanto la desigualdad del ingreso como la de la riqueza se incrementaron, en el área rural la desigualdad de la riqueza se redujo de 0.706 a 0.678 mientras que la desigualdad del ingreso prácticamente se mantuvo inalterada. De acuerdo con el estudio, este incremento estuvo asociado al hecho de que la mejora económica experimentada en el periodo benefició sobre todo a los peruanos con mayores niveles educativos frente a aquellos con menores niveles. Por otro lado, las diferencias entre los entornos urbanos y rurales siguen siendo importantes, lo cual se

refleja en el hecho de que en el periodo de análisis las mejoras en términos de educación, salud y acceso a infraestructura se hayan concentrado en las ciudades.

Por su parte Mauro (2002), tomando como referencia un periodo más amplio durante la década pasada, encuentra -a partir de la elaboración de dos paneles de hogares para los sub-periodos 1991-1994 y 1997-1998- que la desigualdad -aproximada por el ingreso per-capita real- disminuyó entre 1991 y 1994, mientras que se incrementó durante 1997 y 1998. Estos resultados eran casi independientes a la medida de desigualdad utilizada<sup>14</sup>.

Herrera (2001), usando información proveniente de un panel de hogares elaborado a partir de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) para los años 1997, 1998 y 1999, encuentra una tendencia hacia un ligero deterioro de los indicadores distributivos en el periodo, sobre todo para el año 1999, pero que -sin embargo- no es significativa cuando la sometemos a un análisis de dominancia estocástica. Nótese que una característica interesante de estas estimaciones consiste en que son relativamente más altas que en el caso de las categorías equivalentes de las ENNIV. Así, mientras la desigualdad del ingreso era de 0.545 con la información de la ENAH de 1997, la información de la ENNIV para ese mismo año arrojaba un estimado de 0.484. Estimados más recientes de Herrera (2004) indican que la tendencia en la evolución de la desigualdad se habría mantenido estable a niveles relativamente altos en el periodo 2001 y 2003. Así, la evidencia empírica pareciera señalar una relativa estabilidad en la evolución de la desigualdad desde 1997 hasta los primeros años de la gestión de Alejandro Toledo.

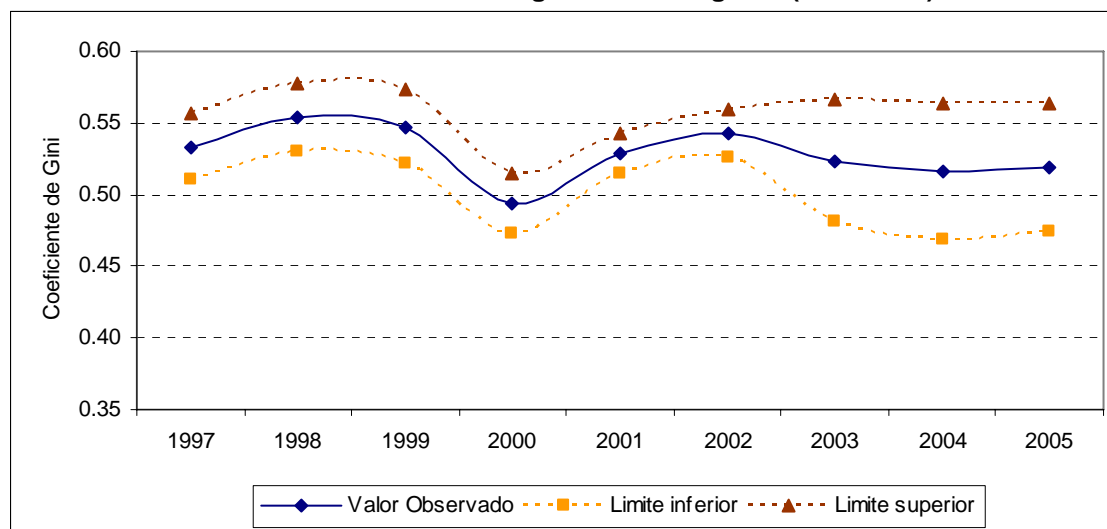
A fin de concluir con esta sección, se presentan estimaciones propias, computadas a partir de la ENAH, con el propósito de dar cuenta de la evolución de la desigualdad de ingresos y gastos entre los años 1997 y 2005. Con ello, se busca actualizar la evidencia estadística disponible para el caso peruano. Los resultados van en la línea de los hallazgos de Herrera en el sentido de que la desigualdad del ingreso -medida mediante el coeficiente de Gini- se mantuvo ligeramente estable a valores relativamente altos durante el periodo de referencia, aunque con una ligera reducción hacia el año 2000, tal y como se observa en el Gráfico 1.3. Entre 1997 y 2000, hubo una ligera reducción en la desigualdad (tras un suave incremento durante los años de

---

<sup>14</sup> Es importante señalar que los dos sub-periodos analizados por Mauro se basaron en el análisis de dos encuestas distintas (Las ENNIV 1991 y 1994, y las ENAH 1997 y 1998), por lo que los resultados no son estrictamente comparables por diferencias en el marco muestral.

crisis 1998 y 1999), para luego experimentar un ligero incremento hacia el 2002. Nótese, sin embargo, que luego del 2002 es difícil evaluar la evolución de la desigualdad del ingreso debido a que los intervalos de confianza se vuelven más grandes, lo cual obedece a modificaciones en el diseño de la encuesta<sup>15</sup>.

**Gráfico 1.3**  
**Perú: Evolución de la desigualdad del ingreso (1997-2005)**



Notas: 1/ La variable utilizada como *proxy* del ingreso es el ingreso total mensual per-capita del hogar.

2/ Los intervalos de confianza se calcularon con la técnica bootstrap usando 100 repeticiones.

Fuente: ENAHO – 1997 al 2005 del cuarto trimestre. Elaboración propia.

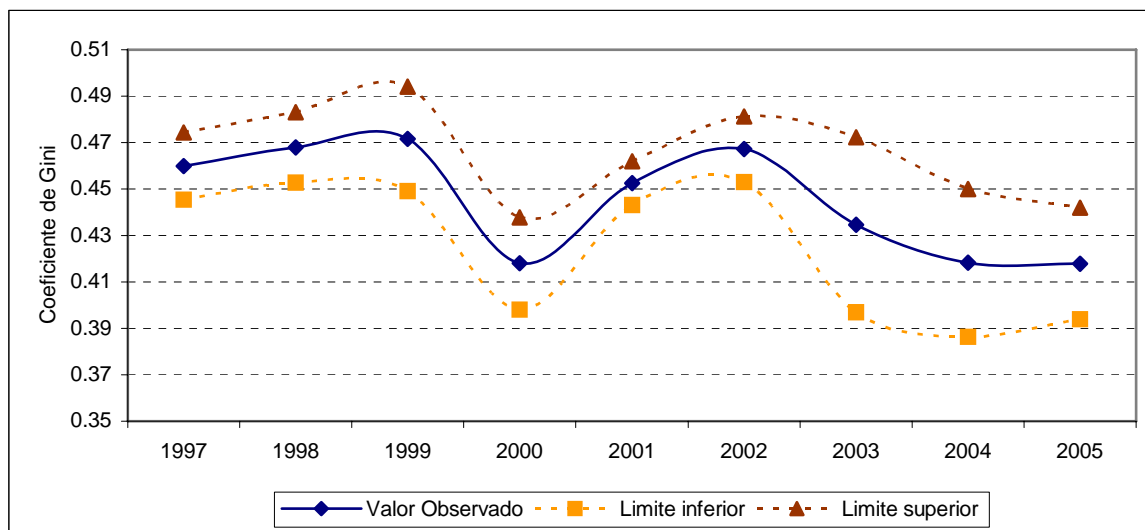
En el caso del gasto los resultados son algo distintos (Gráfico 1.4). Nuevamente se observa un incremento del coeficiente de Gini durante la crisis económica del periodo 1998-1999, para luego experimentar una reducción robusta hacia el 2000. Sin embargo, y a diferencia del caso anterior, se observa una tendencia decreciente de la desigualdad hacia el 2005. No obstante, nuevamente es preciso tener en cuenta la observación hecha respecto a los intervalos de confianza.

En los cuadros A.5 y A.6 del Anexo se presentan estimaciones adicionales de la evolución de la desigualdad de los ingresos y gastos -medida a través del coeficiente de Gini- para el caso de las zonas urbanas y rurales, y para Lima

<sup>15</sup> Como es conocido, durante el 2003 se introdujeron modificaciones sustantivas en la ENAHO. El cambio fundamental fue la repartición de la muestra -que originalmente se entrevistaba en el IV trimestre- en 12 sub-muestras, las cuales se entrevistan ahora de forma mensual. A fin de hacer comparables los resultados de todos los periodos, optamos aquí por utilizar la información del IV trimestre. El costo de esta opción metodológica es el incremento de los errores estándar, y con ello intervalos de confianza menos precisos.

Metropolitana<sup>16</sup>. En el primer caso, es interesante notar que durante la crisis del periodo 1998-1999 la desigualdad del ingreso no mostró cambios sustantivos en las zonas rurales mientras que sí lo hizo en el caso de las zonas urbanas. Asimismo, las estimaciones indican que en las zonas rurales se registró una reducción importante del coeficiente de Gini hacia el 2003, aunque es probable que luego haya mostrado un ligero incremento.

**Gráfico 1.4**  
**Perú: Evolución de la desigualdad del gasto (1997 – 2005)**



Notas: 1/ La variable utilizada como *proxy* del ingreso es el gasto total mensual per-capita del hogar.  
 2/ Los intervalos de confianza se calcularon con la técnica bootstrap usando 100 repeticiones.

Fuente: ENAHO – 1997 al 2005 del cuarto trimestre. Elaboración propia.

En el caso de Lima Metropolitana, se observa que el incremento de la desigualdad durante la crisis fue más pronunciado que en el resto del país, aunque la reducción experimentada hacia el 2000 también fue importante. Entre el 2000 y el 2005, se observa una tendencia claramente creciente del nivel de desigualdad en la capital del país.

<sup>16</sup> Dado que las tendencias son similares en el caso del gasto, se discutirá sólo el caso del ingreso de aquí en adelante.

### 1.3. Otra mirada: la exclusión y la movilidad social

#### *La Exclusión Social*

A la par de los estudios sobre desigualdad discutidos en la sección anterior, a partir de la década pasada se empezó a discutir el tema de la exclusión social en el Perú, sobre todo a partir de la publicación de Figueroa, Altamirano y Sulmont (1996), aunque no se ha desarrollado una literatura significativa del tema. A partir de la introducción de los conceptos de “*activos sociales*” y “*mercados no walrasianos*” los autores construyen un marco teórico que nos permite entender la naturaleza de la desigualdad en una democracia capitalista con sistema de mercado que opera en un contexto de sobrepoblación y heterogeneidad étnica<sup>17</sup>. Bajo dichas condiciones, el capitalismo opera generando procesos de integración y exclusión en donde aquellos que disponen de una menor dotación de activos sociales terminan siendo excluidos y relegados a la base de la pirámide social. La desigualdad sería entonces un resultado de los procesos de exclusión social. Dado un elevado nivel de desigualdad en las dotaciones iniciales de activos sociales se tendrá entonces un alto nivel de desigualdad del ingreso. De acuerdo con los autores, la evidencia empírica para el caso peruano es consistente con las predicciones de la teoría. En particular encuentran que los niveles de exclusión en los mercados laborales, de crédito y de seguros son significativos. Así, la exclusión social no sería aleatoria.

Además de los trabajos teóricos sobre el tema en el Perú<sup>18</sup>, ha habido algunas aproximaciones empíricas orientadas a medir la extensión de la exclusión social en el país. Un ejemplo de esto es Aramburú y Figueroa (2000), quienes construyen dos índices de exclusión social utilizando información de la Encuesta de Hogares en Pobreza Extrema (HOPE) para 1998. En primer lugar, elaboran un *índice de exclusión intraestrato*, el cual mide la proporción de hogares excluidos al interior de cada estrato tomando en cuenta la percepción subjetiva de sus miembros. Es decir construyen una medida de la heterogeneidad de la pobreza que considera un conjunto de carencias en términos de acceso a la educación, el empleo, ingreso, condiciones y servicios básicos de vivienda, gasto en recreación (como *proxy* al gasto en bienes de consumo durables), servicios de salud y a programas sociales. Por otro lado, estiman también un *índice de exclusión interestrato*, el cual busca aproximar la diferencia entre los

---

<sup>17</sup> La propuesta teórica de estos autores es muy sugerente y compleja, por lo que el lector interesado en mayores detalles deberá consultar directamente el trabajo citado.

<sup>18</sup> Para mayor detalle, véase Figueroa (2003).



hogares más ricos del país (tomando como *proxy* el decil superior de ingresos del departamento de Lima) y los hogares en pobreza extrema tomando en cuenta, además del ingreso, variables educativas, ocupacionales y de acceso de servicios básicos de vivienda. Aunque la evidencia presentada por los autores se limita al primer indicador y solamente para el caso de 4 ciudades del país, ésta sugiere que la heterogeneidad de la pobreza es mejor captada por un índice de esta naturaleza que con un indicador como el FGT (1). Sin embargo, es poco lo que se puede decir respecto a la bondad del indicador en tanto solamente se dispone de 4 datos para un solo año.

En esa misma línea, aunque con una aproximación empírica distinta, se pueden ubicar a un conjunto de trabajos realizados por investigadores del Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE) en el marco de un proyecto sobre exclusión social auspiciado por el Banco Interamericano de Desarrollo (Torero, Saavedra, Ñopo y Escobal 2002; Ñopo, Saavedra y Torero 2002; Díaz, Ñopo, Saavedra y Torero 2002; y Moreno, Ñopo, Saavedra y Torero 2004). Dichos estudios utilizan un concepto más amplio de etnicidad que el comúnmente utilizado en la literatura e incorporan, además de la lengua materna, el origen familiar, la raza y la religión como variables claves para la comprensión del fenómeno de exclusión étnica. Para ello construyen un indicador de “intensidad racial” el cual es elaborado asumiendo que la raza de cada individuo es un vector de 4 dimensiones (blanco, indígena, negro y asiático) en el cual se incluye una medida ordinal de intensidad para cada una de las dimensiones.

De acuerdo con los resultados de estos estudios, individuos que tienen altos niveles de intensidad racial blanca tienen bajos niveles de pobreza, altos índices de escolaridad, mayor acceso a líneas telefónicas y mayor acceso a seguros de salud y a la educación privada (Torero, Saavedra, Ñopo y Escobal 2002: 16). En el caso de la educación, la evidencia sugiere que individuos con tipo racial blanco tienden a permanecer por más tiempo en el sistema educativo que sus pares indígenas. Así mismo, la asistencia a colegios privados es más alta para el caso de los individuos blancos y dicha asistencia es mucho más alta entre los más jóvenes (Díaz, Ñopo, Saavedra y Torero 2002).

En el caso del crédito, los resultados obtenidos por Escobal y Torero (2002) no encuentran una relación directa estadísticamente significativa entre el origen étnico y el acceso al crédito, una vez que ésta es controlada por los activos financieros y otros activos privados del hogar. Ello parece sugerir que las diferencias étnicas observadas

en términos de acceso al crédito están correlacionadas con otras características observables como el acceso a la educación, la tenencia de activos privados y el acceso a bienes públicos. En el caso del mercado laboral, Ñopo, Saavedra y Torero (2002) encuentran que, para el caso de los autoempleados, dos tercios de la brecha salarial es explicada por diferencias en características individuales mientras que el tercio restante se debe a diferencias en los retornos y a características no observables o discriminación. Las características laborales representan la categoría explicativa más importante mientras que las diferencias ocupacionales son también una fuente importante de diferenciales salariales. En el caso de los asalariados, una gran parte de las brechas salariales son explicadas por diferencias en las características, siendo las relacionadas con el capital humano y las personales las que explican la brecha entre mestizos e indígenas, mientras que son las características laborales las que nos permiten entender la brecha existente entre los blancos y los mestizos.

### ***La movilidad económica y social***

En el caso de los estudios sobre movilidad social, lo primero que habría que decir es que es muy poca la literatura que, sobre el tema, existe en el país, sobre todo desde el punto de vista económico. Desde una perspectiva de corto plazo, los trabajos de Herrera (Herrera 1999 y Herrera 2001) constituyen uno de los primeros esfuerzos orientados a analizar la movilidad económica aproximada mediante la dinámica de ingresos y gastos. En un primer trabajo (Herrera 1999), este autor encuentra que, para el caso de Lima en el periodo 1985-1996, existe un alto grado de movilidad en las posiciones relativas de los hogares en la distribución del gasto total encontrando que cerca de tres cuartos de los hogares de los quintiles intermedios se desplazan hacia otros quintiles. Asimismo, en Herrera (2001) se encuentra que la movilidad económica fue considerable durante el periodo 1997-1999, alrededor de 40% de acuerdo al índice de movilidad de Fields y Ok<sup>19</sup>.

Desde una perspectiva de largo plazo, los trabajos orientados a evaluar la movilidad social y económica son relativamente más escasos. Las pocas referencias que pueden encontrarse en la literatura económica deben leerse entre líneas y se desprenden de algunas comparaciones a través del tiempo de “pirámides distributivas”, confrontando la apropiación del ingreso nacional entre grupos y/o clases

---

<sup>19</sup> Este indicador se define como:  $d_n = \sum_{i=1}^n |\log x_i - \log y_i|$ , en donde x e y son las distribuciones inicial y final respectivamente. Mientras más alto sea el valor del indicador, mayor será la movilidad de ingresos.

sociales. El punto de partida para este tipo de análisis es nuevamente el estudio de Webb (Webb 1975), quien elabora la primera pirámide distributiva para el caso peruano con información para el año 1961. Webb encuentra que la clase propietaria en el Perú estaba constituida por no más de 500 familias, mientras que el tamaño de la clase media equivalía al 5% del total de la población. Los trabajadores empleados en el sector moderno daban cuenta de un 20%, estando la proporción restante constituida por los grupos más pobres, especialmente los indígenas.

Figuroa (2001) re-estimó la pirámide de ingresos de Webb con información de principios de la década del 90. Ante la carencia de información sobre ingresos, Figuroa usa datos sobre stock de activos, construidos a partir del censo de población de 1993, el censo agrícola de 1994 e información sobre la estructura de propiedad de las firmas más grandes. Los hallazgos de este estudio concluyen que las posiciones relativas entre grupos se mantienen, pero que los tamaños de los mismos sufrieron una variación importante. Así, la elite sigue siendo un grupo social muy reducido, formado por apenas 0.1% de los hogares, mientras que la clase media sigue estando constituida por alrededor del 5% del total de las familias. El principal cambio observado es la recomposición del tercio inferior de la distribución, en donde –además de los grupos indígenas- se ubica la población que reside en los barrios urbano-marginales, producto del proceso de urbanización ocurrido en la sociedad peruana en los últimos 50 años<sup>20</sup>.

Hasta aquí tenemos que la estructura social peruano no sufrió de alteraciones importantes respecto al orden jerárquico entre grupos sociales, pero no tenemos idea alguna respecto a la movilidad de personas entre dichos grupos. En el trabajo de Figuroa, Altamirano y Sulmont (1996) existen proposiciones relacionadas con la movilidad social que merecen ser tenidas en cuenta aquí y que dan luces respecto a lo anterior. En particular, al referirse a la estratificación social que tiene su origen en los procesos de exclusión social que analizan, concluyen que esta puede ser tipificada por las tres situaciones siguientes: *“La primera, situada en lo alto de la jerarquía social, corresponde a los núcleos duros de inclusión hegemónica: vale decir, los sectores que acumulan más ventajas, constituyendo una elite económica y política dominante. Estimamos que lo conforman un 5 por ciento de la población. La segunda, situada en la base de la estructura social, lo constituye el núcleo duro de la exclusión social; comprende los sectores que acumulan más desventajas, particularmente la población*

---

<sup>20</sup> Para detalles de la metodología utilizada y los diversos indicadores utilizados para aproximar el tamaño de los grupos sociales, véase Figuroa (2001: Apéndice A).

*de origen indígena, que vive en el campo y en la ciudad. Este núcleo coincide fundamentalmente con la pobreza extrema y abarca alrededor de un quinto de la población. Y el resto se ubica entre los dos polos mencionados. Lo denominamos el terreno intermedio. Este terreno está ocupado por sectores que combinan, en mayor o menor grado, algunas formas de inclusión y exclusión que se compensan parcialmente. Se trata también de una posición propicia para la movilidad social, ya sea ascendente o descendente, y también del tipo horizontal”* (Figueroa, Altamirano y Sulmont 1996: 133). Nótese nuevamente aquí la lectura de la sociedad peruana como altamente jerarquizada y excluyente. La movilidad social es, como se desprende, limitada y reservada a los sectores medios aunque no hay una predicción específica hacia el sentido de la misma. Sin embargo, es de suponer que predomine la movilidad social descendente en la medida que se afirma también que la sociedad peruana habría llegado a un nivel pauperización tal que se habría cruzado los niveles de tolerancia social a la pobreza y desigualdad, entrando por tanto en lo que Figueroa ha llamado “*crisis distributiva*” (Figueroa 1993)<sup>21</sup>.

La literatura sociológica y antropológica sobre movilidad social es relativamente más abundante, aunque los esfuerzos en el terreno empírico son escasos también. Sin duda, el trabajo de Benavides (2002) es el esfuerzo más cercano a la aproximación del presente trabajo en la literatura existente sobre temática distributiva en el país. El autor utiliza modelos logarítmicos y lineales sobre una muestra de trabajadores urbanos con el propósito de evaluar la movilidad social y la igualdad de oportunidades en el Perú, basándose en un enfoque ocupacional de las clases sociales. Los principales hallazgos del estudio señalan que los avances en términos de movilidad relativa entre grupos y las mejoras en términos de la igualdad de oportunidades han sido neutralizadas tanto por las tendencias negativas del crecimiento económico como por la ausencia de modificaciones sustantivas en las relaciones económicas y sociales, de modo tal que la estructura de clases del país combina procesos importantes de movilidad social de corta distancia con una limitada movilidad relativa entre clases socialmente distantes. Así, de acuerdo con el autor, se habría producido un “ensanchamiento” de las clases medias.

En particular, Benavides sugiere una descripción sugerente respecto a los patrones de movilidad social observados en las últimas décadas. De acuerdo a sus

---

<sup>21</sup> En un estudio más reciente (Ver Figueroa 2004), Figueroa estudia la movilidad hacia la parte superior de la pirámide distributiva concentrándose en las estrategias implementadas por las elites económicas para protegerse de “nuevos entrantes”. Dado su interés en la movilidad hacia solo una parte de la distribución, este estudio no será discutido aquí.

resultados, tanto las clases con mayores ventajas como aquellas con menores, muestran altos niveles de inmovilidad; mientras que los sectores intermedios muestran mayores niveles de movilidad. Estos sectores están constituidos por la “pequeña burguesía” (pequeños empleadores, autoempleados calificados y vendedores ambulantes), empleados, técnicos de nivel inferior y trabajadores calificados. Sin embargo, y a diferencia de De Soto (1986), esto no necesariamente implica que estos sectores experimenten movilidad social del tipo ascendente, sino por el contrario se enfrentan- según el autor- a varias barreras que limitan su ascenso en la escala social. En este escenario, prevalecerán procesos de movilidad horizontal o de corto alcance, así como movilidad descendente desde los sectores con menos ventajas de los grupos ocupacionales superiores, como los profesionales de nivel inferiores y los empleados.

Un aporte adicional, en la línea del estudio de Benavides, consistiría en darle importancia a otras variables, además de los cambios en las posiciones ocupacionales entre generaciones. Lo ideal sería estimar no solo una variable de “circunstancia”, porque, como señalan Bowles y Gintis (2002), se puede subestimar la importancia de otras características generadoras de ingresos –como la riqueza, la raza y los rasgos conductuales no cognitivos-. Así, el uso de estrategias que incorporen el tratamiento conjunto de diversos determinantes de la movilidad social permitiría lograr una mejor comprensión del fenómeno bajo estudio, lo cual es importante para conocer las heterogeneidades existentes entre grupos sociales en sociedades multiculturales y multiétnicas como la peruana. La estrategia empírica que se utilizará en el presente trabajo se inscribe dentro de la reciente literatura que va en esta última dirección.

#### **1.4. ¿Qué es lo que hemos avanzado?**

A modo de conclusión de esta sección, se puede afirmar que el tema de igualdad de oportunidades ha estado presente –aunque casi subrepticamente- en la literatura distributiva del país. Ciertamente, en el caso de los estudios sobre desigualdad, ésta es mencionada solamente entre líneas pues el énfasis ha recaído básicamente en la medición del fenómeno y a analizar sus patrones evolutivos. Lamentablemente, casi nada se ha escrito sobre el tema del rol que pueden ejercer las variables de responsabilidad individual.

Respecto a la evolución de la desigualdad, se ha tomado nota de la existencia de dos visiones contrapuestas respecto al comportamiento distributivo del país en el largo plazo. Por un lado, existe una postura defendida fundamentalmente por Figueroa

que sostiene que la desigualdad se habría incrementado en los últimos 40 años mientras que, por otro lado, autores como Escobal y Saavedra arguyen que la distribución del ingreso se ha vuelto más progresiva en ese mismo periodo. Si esto último fuera cierto, la pregunta que emerge inmediatamente es si este progreso distributivo puede ser atribuido a una ampliación y a una mejora en la distribución de las oportunidades. Se volverá sobre este punto más adelante.

Los estudios sobre exclusión social han prestado mucha atención al peso de las “circunstancias” sobre las posibilidades que tienen los individuos para alcanzar el bienestar por medio del acceso al empleo, la educación y el crédito. Aquí el avance ha sido tanto a nivel teórico como empírico. Sin embargo, por su naturaleza, este enfoque no permite una aproximación adecuada al análisis del impacto de las variables de responsabilidad personal. Solo permite ver una cara de la moneda; esto es, las “circunstancias”.

En el caso de los estudios de movilidad social realizados para el Perú, la aproximación al tema de la igualdad de oportunidades es más directa; y la evidencia econométrica sugiere que hay una alta movilidad entre quintiles de ingreso, pero no dice nada respecto a si dicha movilidad está asociada al esfuerzo responsable de los individuos por progresar a través de la pirámide distributiva. Por tanto, aún queda pendiente incorporar dichas variables a fin de mejorar el entendimiento de la dinámica distributiva del país.

*“El primer individuo al que, tras haber cercado un terreno, se le ocurrió decir ‘esto es mío’ y encontró a gentes lo bastantes simples como para hacerle caso, fue el verdadero fundador de la sociedad civil. Cuantos crímenes, guerras, asesinatos, cuantas miserias y horrores no le hubiera ahorrado al género humano el que, arrancando las estacas o cegando el foso, hubiera gritado a sus semejantes ‘guardaos de escuchar a este impostor; estáis perdidos si olvidáis que las frutas a todos pertenecen y que la tierra no es de nadie’.....”*

J.J. Rousseau  
Discurso sobre el Origen y los Fundamentos de la Desigualdad  
entre los Hombres (1754)<sup>22</sup>

¿Qué es la igualdad de oportunidades? ¿Por qué es un objetivo deseable de la política pública de un país? ¿Cuál es su relación con la movilidad social? En esta sección se busca dar respuesta a éstas y otras preguntas que emergen a la hora de realizar una aproximación teórica al concepto de igualdad de oportunidades.

#### **2.1. Igualdad de oportunidades y la teoría de la justicia distributiva**

Tradicionalmente, el concepto de igualdad de oportunidades se encuentra asociado a la idea de que no deberían existir barreras de orden legal o de otra naturaleza a las oportunidades educativas y laborales, de tal forma que el resultado alcanzado por un individuo sea explicado estrictamente por sus méritos personales. Esta idea, bastante extendida en el pensamiento común, empezó a ser rebatida a partir de los trabajos de John Rawls y Amartya Sen, quienes pusieron en cuestión esta aproximación formalista al tema de la igualdad de oportunidades y abogaron por una concepción más radical. Ambos autores sugieren que no basta con eliminar las barreras legales al acceso a los activos claves para el desarrollo humano, como la educación por ejemplo, sino que es preciso además tener en cuenta el hecho fundamental de que las personas difieren en las “circunstancias” que les toca

---

<sup>22</sup> La cita esta tomada de la página 70 de la edición traducida por Meliton Bustamante para Editorial Península, Barcelona, enero de 1970.

enfrentar, por lo que sería preciso establecer mecanismos compensatorios que disminuyan el impacto de estos factores sobre la perspectiva de vida de las personas.

En la teoría de Rawls, la negociación del contrato social, es decir, el conjunto de reglas que habrán de asignar los deberes y derechos entre las personas, se da en una situación puramente hipotética que busca reducir el impacto de la *"lotería del nacimiento"*; esto es, las ventajas o desventajas iniciales -ya sean de tipo social o natural- que enfrentan los individuos. En esta *"posición original"* las personas llegarían a seleccionar los principios de justicia social tras un *"velo de ignorancia"* en el cual *"... nadie sabe cual es su lugar en la sociedad, su posición, clase o 'status' social; nadie sabe tampoco cual es su suerte en la distribución de ventajas y capacidades naturales, su inteligencia, su fortaleza, etc."*(Rawls 1997[1971]: 25). De acuerdo con Rawls, dado que todos los individuos están situados de manera semejante y que ninguno tiene la capacidad de delinear principios que les favorezcan particularmente, los principios de justicia serán resultado de un convenio justo y nos servirán para regular la distribución equitativa de los *"bienes sociales primarios"*; esto es, *"derechos, libertades, oportunidades y poderes, así como ingresos y riquezas"* (Rawls 1997[1971]: 95).

La solución de Sen por su lado enfatiza la necesidad de trasladar el énfasis desde los bienes hacia lo que las personas pueden hacer efectivamente con ellos, pues *"... aunque los bienes son valiosos, no lo son por sí mismos. Su valor radica en lo que pueden hacer por la gente o más bien, lo que ésta puede hacer con ellos"* (Sen 1983: 116). De acuerdo con este autor, deberíamos concentrarnos en promover la igualdad de la *"capacidad"* que tienen las personas para alcanzar *"funcionamientos"* deseables, los cuales pueden abarcar desde cosas elementales como estar suficientemente alimentado, tener buena salud ó evitar la mortalidad temprana, hasta realizaciones más complejas como estar feliz, tener autorrespeto ó participar en la vida de la comunidad.

A pesar de la importancia de ambas aproximaciones en el reconocimiento de la necesidad de tener en cuenta las *"circunstancias"* de las personas en nuestra evaluación de la equidad de los arreglos sociales, ambas fallan a la hora de abordar el papel que juega la *"responsabilidad personal"* en los resultados que en términos de acceso al bienestar alcanza cada individuo. No es sino hasta los trabajos de Ronald Dworkin (Dworkin 1981a, Dworkin 1981b y Dworkin 2000) en donde se reconoce claramente el impacto de esta variable. De acuerdo con Dworkin, la justicia requiere que las personas sean compensadas por aquellos factores que limitan su capacidad



para lograr llevar una vida valiosa pero exclusivamente esos factores (Moreno-Ternero 2004: 3). Para ello sugiere una propuesta alternativa basada en una situación hipotética, una subasta walrasiana, en la que se subastan todos los recursos de la sociedad entre todas las personas, las mismas que participan provistos con idénticos número de fichas que solo son útiles con propósito de participar en la subasta (Dworkin 1993). Dicha subasta se repetirá hasta que nadie estuviese interesado en continuar, situación que se dará cuando cada participante se encuentre satisfecho con el stock de recursos que controla y no prefiera la cesta de recursos de alguno otro. Según Dworkin, en ese momento llegaremos a la igualdad perfecta pues habremos satisfecho el *“test la envidia”*, esto es, *“...Cuando ningún miembro de la comunidad envidia el conjunto total de recursos que está bajo control de cualquier otro miembro”* (Dworkin 1993: 87).

Sin embargo, esta situación es ideal. Debido a que el stock de recursos de un individuo no se compone solo de recursos impersonales sino también de recursos personales como el talento, la ambición, la predisposición de asumir riesgos, etc., de naturaleza claramente intransferible, la subasta solo sería aplicable para el caso de los recursos impersonales o externos por lo cual nada nos aseguraría que el *“test de la envidia”* sea satisfecho con éxito. Por esta razón, Dworkin propone el establecimiento de mecanismos de compensación que aminoren, hasta donde sea factible, las desigualdades de recursos personales y de suerte configurados de acuerdo con hipotéticos mercados de seguros. De esta manera, los individuos podrán enfrentar de mejor manera las consecuencias del reparto inequitativo de ventajas naturales que no pudo resolverse en la subasta walrasiana.

Basándose en el trabajo de este autor, teóricos como John Roemer, Richard Arneson y Gerald Cohen han criticado la idea sostenida por Dworkin de que las preferencias de las personas caen en el ámbito de la responsabilidad personal (Roemer 1998; Arneson 1989 y Cohen 1989). Para ellos, las preferencias individuales estarían severamente influenciadas por las condiciones iniciales que cada individuo ha tenido que enfrentar. Así, siendo importante la distinción entre factores externos al ámbito de decisión de las personas y aquellos bajo responsabilidad individual, no se agota en sí misma en la medida que debe incorporar las interrelaciones entre ambas.

Las implicancias de esta distinción para la teoría moral son poderosas. Como señala Solimano (1999), si el resultado en términos del acceso al bienestar alcanzado por las personas refleja en gran medida sus ventajas o desventajas en términos de un

conjunto de factores que están más allá del control de ellas mismas y que podemos denominar “*moralmente arbitrarios*”, entonces no tendríamos razón alguna para pensar que una definición en base a méritos nos podría garantizar una real igualdad de oportunidades entre las personas. Por el contrario, si el resultado en el acceso al bienestar dependiese exclusivamente de las diferencias en esfuerzo, ambición o disposición a asumir riesgos; entonces, podríamos estar dispuestos a tolerar una concepción meritocrática, en la medida que la desigualdad resultante reflejaría exclusivamente las preferencias de los individuos y el ejercicio de su “*responsabilidad individual*” (o lo que también se conoce en la literatura como “*factores moralmente responsables*”); pues habría un acceso equitativo a los medios que permiten la creación de riqueza, por lo cual las desigualdades en términos de acceso al bienestar observadas en este esquema serían justificables desde el punto de vista de la teoría de la justicia (Solimano 1999:5).

Sin embargo, esta diferencia entre “*factores moralmente arbitrarios*” y “*factores moralmente responsables*” se desvanece cuando caemos en cuenta que los primeros están vinculados a la formación de preferencias y la disposición de asumir riesgos de los individuos; es decir, la responsabilidad individual. Un niño que ha nacido en la pobreza tendrá una concepción distinta respecto a lo que significa una vida “exitosa” que la de un niño rico, lo cual lo llevará a asumir determinadas pautas en el ejercicio de su responsabilidad individual. Así, las “circunstancias” que le toca vivir a una persona condicionan significativamente su disposición a ejercer su responsabilidad individual en algún sentido u otro.

Diversas soluciones se han propuesto para dar cuenta de la limitación anterior. Así por ejemplo, para Arneson el algoritmo igualitarista consistiría en igualar las “oportunidades para el bienestar” (*opportunity for welfare*) mientras Cohen sugiere igualar el “acceso a las ventajas” (*access to advantages*). No se discutirá aquí en detalle estas concepciones. En las líneas que siguen se describirá la solución de Roemer y la concepción de “nivelación del campo de juego” que se desprende de esta.

## **2.2. La igualdad de oportunidades según Roemer**

### ***Ideas Básicas***

Como hemos visto en la sección anterior, la propuesta teórica de John Roemer surge como una de las respuestas a las limitaciones del enfoque de Rawls para

abordar la responsabilidad individual. De acuerdo con Roemer, la construcción de Rawls del “*velo de la ignorancia*” vuelve nebulosa la distinción entre la responsabilidad del individuo y las “*circunstancias*” que le ha tocado enfrentar. Asimismo, considera que algunos de los bienes que Rawls incluye como primarios, tales como el ingreso y la riqueza, son el resultado conjunto del esfuerzo responsable y otros insumos, y por lo tanto no deberían de ser considerados dentro del listado de cosas a ser igualadas entre las personas (Roemer 2000, pág. 1)<sup>23</sup>.

¿Qué es lo que se debería igualar entonces? Según Roemer, la preocupación primordial debe ser la “*igualdad de oportunidades*” (*equality of opportunities*)<sup>24</sup>. Según este autor, la sociedad no debería asegurar a los individuos contra malos resultados cuando éstos son producto de elecciones individuales hechas después que las oportunidades han sido igualadas (Roemer 1995). Desde esta perspectiva insistir en la responsabilidad personal es moralmente correcto. Ello es así puesto que si los individuos son libres de elegir como llevar su propia vida, entonces deben ser responsables de sus elecciones, de otra forma la libertad carecería de sentido. De esta manera, una noción de libertad individual requiere como contrapartida el reconocimiento de la responsabilidad personal, siempre y cuando -de acuerdo con Roemer- se implemente un esquema de igualdad de oportunidades antes que las elecciones responsables sean realizadas y la sociedad asegure a los individuos contra los efectos de la mera suerte (*brute luck*).

¿Cómo articular arreglos sociales justos a partir de esta perspectiva? En forma similar a Rawls, Roemer construye una situación hipotética apelando a una metáfora que denomina “*nivelando el campo de juego*” (*leveling playing field*), en donde los ciudadanos de un país compiten por insumos claves para su desarrollo humano, tales como educación, salud e ingresos. De acuerdo con Roemer, se deberían nivelar las desventajas y ventajas que las personas sufren o disfrutan en esta competencia, las cuales son producto de “*circunstancias*” que están más allá de su control. Entre los ejemplos de tales “*circunstancias*” podemos mencionar la raza, el sexo, el status socioeconómico de la familia de origen, el grado de talento original, entre otros. Según el autor, la igualdad de oportunidades entre las personas se dará cuando sus

---

<sup>23</sup> De acuerdo con Rawls, los “*bienes sociales primarios*” son “... *derechos, libertades, oportunidades y poderes, así como ingresos y riquezas*” Rawls (1997[1971]), Pág.95.

<sup>24</sup> Aunque aquí nos concentraremos en la contribución de Roemer, es preciso tener en cuenta que ésta es solo una aproximación dentro de la amplia gama de propuestas teóricas que se enfocan en la noción de igualdad de oportunidades. El lector interesado en una discusión detallada del concepto puede revisar los iluminantes artículos de Richard Arneson en la Enciclopedia de Filosofía de la Universidad de Stanford (Arneson 2002a y 2002b).

resultados sean perfectamente predecibles por sus “esfuerzos”, independientemente de sus “circunstancias”.

¿Cómo podría una sociedad implementar un esquema de igualdad de oportunidades mediante su política social? Para Roemer, el diseño e implementación de políticas compensatorias destinadas a “*nivelar el campo de juego*” frente a una problemática determinada debe partir del reconocimiento, por parte de la sociedad, del conjunto de factores que están más allá del control de las personas y que condicionan sus elecciones con respecto a la problemática anterior. Si, por ejemplo, el problema consistiera en elegir los mecanismos de compensación para las personas que sufren de cáncer al pulmón adquirido como consecuencia de fumar, deberíamos tomar en cuenta que la elección de una persona respecto al fumar o no fumar es determinada en parte por sus “circunstancias” (clase social, origen étnico, nivel educativo etc.) y en parte producto de sus elecciones autónomas<sup>25</sup>. ¿Cuáles serán las “circunstancias” a las que habrá de prestar atención? De acuerdo con Roemer, éstas deberán ser establecidas por cada sociedad en función de sus propias características. A partir de este procedimiento Roemer sugiere dividir la sociedad en grupos o *tipos*, de acuerdo a la similitud entre las “circunstancias” que enfrentan.

Así, en base al ejemplo anterior, si se asume que el listado de “circunstancias” elegido por la sociedad incluye las variables edad, origen étnico, género y ocupación, entonces podemos determinar un tipo A conformado por, digamos, todas las mujeres blancas de sesenta años de edad que trabajan como profesoras, y un tipo B constituido por todos los hombres negros de sesenta años de edad que trabajan en fábricas de acero. Si se asume, además, que la posibilidad de contraer cáncer al pulmón se incrementa con el número de años como fumador se deberá observar, entonces, dentro de cada grupo, una distribución de años de ser fumador, en donde algunas personas tendrán más años de serlo, y otras, menos. Según Roemer, dado que la sociedad ha elegido ya su lista de “circunstancias”, las distintas ubicaciones que tienen los individuos dentro de la distribución del grupo deberían ser consideradas como resultado de sus elecciones responsables debido a que las “circunstancias” han sido ya normalizadas por los tipos, en este caso A y B. Así, la distribución de años de ser fumador dentro de un grupo provee una forma de calibrar las oportunidades reales de los miembros de un grupo.

---

<sup>25</sup> De aquí en adelante se seguirá el ejemplo utilizado por Roemer para ilustrar su teoría en Roemer (1995). Optamos por una discusión de la intuición detrás de la propuesta más que el desarrollo formalizado de la misma. El lector interesado puede remitirse al Anexo B en donde se presenta la versión formal de la propuesta de Roemer.

¿Cómo se podría, entonces, igualar las oportunidades para una vida libre de cáncer de pulmón? De acuerdo con Roemer, se debería buscar una distribución socialmente financiada del cuidado médico, la misma que sea similar, a través de los grupos, para todos aquellos que ejerciten un grado de responsabilidad comparable con respecto al fumar. Si, por ejemplo, se tienen dos grupos de individuos (un grupo de cada tipo) ubicados en la media de su respectiva distribución (por ejemplo, 8 años de ser fumador para el tipo A y 30 años para el tipo B), ambos tendrían un grado de responsabilidad comparable, por lo que si la sociedad decidiese cubrir todos los costos de cuidado médico de todos los individuos de ambos tipos que hayan contraído cáncer debería de hacerlo en similitud de condiciones. Ello debería ser así, independientemente de que ello implique destinar una mayor proporción de recursos a financiar los costos del cuidado médico de los individuos ubicados en la media del tipo B, los cuales, debido a su mayor número de años promedio siendo fumadores, podrían requerir tratamientos más costosos. Esto se justifica porque, según el enfoque de igualdad de oportunidades, la sociedad debe compensar proporcionalmente a los individuos de ambos tipos en la medida que las diferencias que existen entre el número de años de ser fumador son debidas enteramente a “circunstancias” que la sociedad había convenido que estaban más allá del control de las personas.

De acuerdo con Roemer, un procedimiento de igualdad de oportunidades exige que tratemos a las personas de diferente tipo, pero ubicadas en posiciones semejantes en sus respectivas distribuciones, en forma semejante. Así, bajo la propuesta roemeriana, las personas “... *son indemnizados por las consecuencias de pertenecer a un grupo en particular, mas no por las consecuencias de sus acciones autónomas dentro del grupo*” (Roemer 1995).

### ***Criticas***

El enfoque de Roemer sobre la igualdad de oportunidades no ha estado exento de críticas. Solow (1995) ha señalado que la propuesta de Roemer resulta siendo una solución impráctica, puesto que el esquema que propone requeriría el establecimiento de *tipos* en una cantidad que resultaría simplemente innumerable. Por su parte Hurley (1995) ha acusado a esta propuesta de ser paternalista y de caer -al considerar que cada sociedad debe decidir cuál es su listado de “circunstancias”- en el controversial supuesto de hacer responsables a los individuos de “algo” a través de la responsabilidad por las causas de ese “algo”. De acuerdo con la autora, esto

constituiría una versión de lo que denomina “principio de regresión”, según el cual para que una persona pueda ser considerada responsable de “algo” es necesario que sea considerada responsable por las causas de ese “algo” (y por ende, responsable de las causas de estas causas y así hasta el infinito). Dado que lo anterior es imposible, debería admitirse que la responsabilidad por ciertos resultados no requiere responsabilidad por sus causas, lo cual ciertamente diluye la noción misma de responsabilidad en el marco de esta propuesta<sup>26</sup>.

Asimismo, Acocella (2002) ha señalado un listado de limitaciones del enfoque de Roemer respecto al abordaje de la “responsabilidad personal” que es preciso tener en cuenta a la hora de juzgar sus ventajas frente a otras concepciones alternativas. Así, para este autor, la propuesta roemeriana adolecería -entre otras cosas- de lo siguiente<sup>27</sup>:

- a) No dispone de una teoría respecto a la emergencia de *tipos* y mucho menos de una teoría respecto al comportamiento humano. La decisión es dejada en manos de los hacedores de política.
- b) Ante el incumplimiento de a) sería necesario contar con métodos empíricos sumamente refinados y complejos a fin de identificar los *tipos* sociales relevantes en relación a una política pública determinada.
- c) La clasificación en *tipos* es en todo caso estática e incierta.
- d) La asignación de meritos y faltas toma en cuenta acciones pasadas, las cuales no son necesariamente un buen indicador del comportamiento futuro de las personas.
- e) La responsabilidad personal tiene significados diferentes en distintas sociedades en función de la prevalencia de entornos cooperativos o competitivos en las mismas. La propuesta de Roemer parece tener mas sentido en sociedades que promueven conductas competitivas.
- f) La responsabilidad personal en Roemer es insensible “socialmente”, en el sentido de que se concentra exclusivamente en la relación entre el individuo consigo mismo sin prestar atención a la relación entre el individuo y la comunidad.

---

<sup>26</sup> Para mayores detalles respecto a esta crítica, véase Hurley (2001).

<sup>27</sup> Para más críticas a la propuesta de Roemer, véase Moreno-Ternero (2004), Kolm (2001), Hurley (2001) y Acocella (2002). Véase la defensa de Roemer en Roemer (2001).

A pesar de estas y otras limitaciones, habrá que juzgar la relevancia de este enfoque en términos de su contribución a la mejora de la comprensión de fenómenos sociales como la desigualdad. Uno de los propósitos de este trabajo se alinea hacia ese punto.

### **2.3. La igualdad de oportunidades y la movilidad social e intergeneracional**

¿Cómo se articula la movilidad social con la igualdad de oportunidades? Ello dependerá crucialmente de la estructura institucional que se encuentra detrás de la distribución de los activos sociales entre los miembros de un sistema social determinado, esto es, de las “*instituciones básicas*” de la sociedad<sup>28</sup>. Dado el conjunto de “*instituciones básicas*”, los individuos compiten por el control de los activos sociales –como educación y salud por ejemplo- por lo que la posibilidad de éxito al alcance de cada uno dependerá crucialmente de su respectiva dotación básica de activos, dado el grado de apertura institucional. Así, si las “*instituciones básicas*” son abiertas e inclusivas, el peso de las desigualdades iniciales sobre la perspectiva de vida de los individuos será menor, es decir, habrá mayor movilidad social. Lo inverso también es válido. “*Instituciones básicas*” muy cerradas y excluyentes conllevarán a la profundización de las desventajas iniciales entre los individuos, acentuando con ello la desigualdad social. Así, la estructura institucional de una sociedad es clave para comprender la igualdad de oportunidades<sup>29</sup>.

A pesar de lo sencillo e intuitivo de esta idea, la aproximación empírica y de política pública no deja de ser particularmente problemática. En el plano empírico, la idea básica aquí consiste en hallar la extensión en la que el origen familiar determina el éxito socioeconómico de las personas. En el caso de existir movilidad social perfecta, el origen familiar no interesaría y por tanto la correlación entre los niveles de bienestar disfrutados de los padres y los hijos sería el mismo que se obtendría si se tomara aleatoriamente un par de individuos de la población (Dahan y Gaviria 1999: 4).

---

<sup>28</sup> El uso de adjetivo “*básicas*” se fundamenta en “...*el gran impacto que éstas tienen sobre las posibilidades de los individuos para el logro del acceso al bienestar y el desarrollo humano. Estas tienen por propósito distribuir los activos sociales entre la población y establecer reglas que aseguren la protección de los derechos de propiedad mantenidos sobre ellos. Entre estas instituciones debemos tener en cuenta las instituciones de educación y conocimientos, los sistemas de provisión de salud y de protección social, las instituciones de acceso al crédito, las instituciones de representación y poder político, los sistemas de administración de justicia, las instituciones de protección y reconocimiento de los derechos de propiedad, entre otras. Cuando éstas son excluyentes, los activos sociales estarán concentrados en grupos sociales reducidos y privilegiados. El resultado será la conformación de un sistema social con elevados niveles de desigualdad y exclusión*” (Maldonado 2004b: 76-77).

<sup>29</sup> Para una discusión al respecto, véase Maldonado (2005).

En el caso contrario, el origen familiar sería determinante y la correlación entre los niveles de bienestar sería perfecta. Sin embargo, el problema empírico central consiste en determinar a qué variable conceder importancia a la hora de aproximar el origen familiar. ¿Serán los niveles educativos de los padres? ¿Su origen étnico? ¿Su riqueza? ¿O tal vez alguna *proxy* de atributos no observables transmitidos generacionalmente como la disposición al ahorro, al trabajo duro, la ambición y la predisposición a asumir riesgos?

Sin duda, la distribución de las oportunidades educativas aparece como un candidato de “peso” en esa dirección. De allí que varios enfoques empíricos se concentren en evaluar el rol de la equidad en el acceso a dichas oportunidades sobre el grado de igualdad de los ingresos y salarios, bajo la hipótesis de que la presencia de inequidades en el acceso a la educación basadas en el origen familiar tiene un impacto fundamental sobre las condiciones de vida de la generación actual a través de la persistencia de los niveles de bienestar disfrutados por la generación antecesora. Sin embargo, si bien la educación es relevante, ello no debe llevarnos a la errónea conclusión de considerar a la mejora en su distribución como el único mecanismo relevante en la determinación de la transmisión intergeneracional de los niveles de bienestar. Bowles y Gintis (2002), utilizando datos de EE.UU., encuentran que, además de la educación, la raza y la riqueza son mecanismos importantes en la transmisión del “status” socioeconómico, mientras que la inteligencia –aproximada por el IQ- no parece ejercer un rol importante.

Esto conlleva de nuevo a la discusión mantenida líneas arriba respecto a qué factores se pueden considerar fuentes “aceptables” de las diferencias en términos de acceso al bienestar y a cuáles no. Es probable que se tenga más predisposición a considerar la raza, la pertenencia a ciertas redes sociales, o la riqueza como mecanismos “no aceptables” en la transmisión intergeneracional de bienestar, mientras que lo contrario ocurriría con la predisposición a asumir riesgos, el trabajo duro y el talento. Parafraseando a Roemer, la igualdad de oportunidades consistiría en dar por aceptadas las diferencias observadas en términos de movilidad social solo si éstas reflejan exclusivamente el “esfuerzo” desplegado por las personas, independientemente de sus “circunstancias”.

Sociedades más desiguales serán entonces sociedades con menores niveles de movilidad social, debido precisamente a la existencia de instituciones que no aseguran condiciones básicas de igualdad de oportunidades entre las personas en el



acceso a activos claves para el desarrollo humano<sup>30</sup>. La evidencia recogida por diversos estudios sobre movilidad social e intergeneracional parece respaldar nuestras suposiciones. Así por ejemplo, Andersen (2001a), a partir de información proveniente de encuestas de hogares para 18 países latinoamericanos, evalúa la relación entre índices de movilidad, que miden la importancia del origen familiar en la determinación de los niveles educativos de los adolescentes y su bienestar, y una medida de desigualdad como el índice de Gini. Con ello, la autora encuentra que la relación no es clara cuando se considera a todos los países de la muestra, e inclusive parece ir en contra del saber convencional para el caso de algunos países en particular. En el caso de aquellos con una alta población indígena o afrodescendiente, sin contar a Perú, se encuentra que la relación es negativa y aparentemente robusta, lo cual es consistente con la hipótesis que sostiene que en dichos países las “instituciones básicas” son relativamente más excluyentes y por tanto más desiguales. Así, sociedades con mayores niveles de exclusión social tendrían menores niveles de movilidad social y a su vez mayores niveles de desigualdad.

Sin embargo, el caso peruano –un país con una alta proporción de población indígena- aparece clasificado como de alta movilidad social según la clasificación de la autora. Esto parece ir en contra de casi toda la literatura existente para el caso peruano, más aun cuando solo una observación no basta para considerar este resultado como robusto, y teniendo en cuenta además que el mismo podría estar reflejando coyunturas muy particulares ocurridas en el periodo cubierto por la encuesta de hogares utilizada. No obstante, en la medida que el indicador captura la movilidad “esperada” –esto es, qué sucederá con los que ahora son jóvenes cuando lleguen a la adultez- se podría interpretar como un resultado más que va en dirección de los hallazgos de Escobal, Saavedra y Torero (1999), en el sentido de que la mejora en la distribución de las oportunidades educativas –junto con la mejoría observada en la distribución de la tierra- encontrada por estos autores explicaría los altos niveles de movilidad esperados para el caso peruano<sup>31</sup>.

---

<sup>30</sup> La literatura sobre el tema tiende a caracterizar la movilidad social independientemente del grado de desigualdad. Así, se considera que una sociedad puede ser muy desigual pero a la vez tener altos niveles de movilidad (por ejemplo EE.UU.), o ser mas equitativa pero con menores niveles de movilidad social (como los países europeos). De acuerdo con el marco teórico, existe una relación negativa entre la movilidad social y la desigualdad que aparentemente es sólida para el caso de sociedades heterogéneas, aunque la evidencia empírica al respecto no es concluyente.

<sup>31</sup> Nótese, sin embargo, que este indicador no es capaz de capturar aspectos relevantes para el caso peruano, como es el caso de la enorme desigualdad en términos de calidad educativa existente y solo se enfoca en el logro educativo medido a través de los niveles de matrícula. Esto podría llevar a sobrestimar la movilidad social, toda vez que el Perú es un caso excepcional en términos del acceso casi universal a la educación básica, muy por encima de países con niveles de desarrollo comparable, y a pesar de su enorme

Dahan y Gaviria (1999) y Behrman, Gaviria y Székely (2001) usan aproximaciones empíricas distintas que replican, con algunas importantes diferencias, los mismos resultados encontrados por Andersen (2001a). Dahan y Gaviria (1999) proponen un indicador de movilidad social basado en la correlación de los resultados educativos entre hermanos. Una virtud de esta aproximación consiste en que no requiere de una definición *a priori* de aquellos atributos familiares que son considerados importantes en la explicación de la movilidad social. La desventaja radica en la necesidad de contar con al menos 2 hermanos en la edad relevante para cada familia, lo cual implica una reducción significativa en el tamaño de las muestras utilizadas (Andersen 2001b). Los resultados del ejercicio empírico realizado por estos autores ubica nuevamente al Perú como una de las sociedades con mayores niveles de movilidad social de América Latina, siendo superada solamente por Costa Rica, y ubicada por encima de países tradicionalmente más igualitarios como Uruguay y Argentina.

Por su parte, Behrman, Gaviria y Székely (2001) combinan técnicas estadísticas que aproximan la movilidad intergeneracional tanto mediante procesos de Markov de primer orden, como por medio del uso de matrices de transición. En la aproximación estadística se estima un modelo econométrico en el cual un indicador socioeconómico –típicamente el ingreso o algún indicador del logro educativo u ocupacional- de la generación actual depende del valor del mismo indicador para la generación anterior y de un término estocástico que se asume independiente del valor del periodo anterior y que se encuentra independientemente distribuido a través de individuos y periodos<sup>32</sup>. Los resultados empíricos del ejercicio anterior caracterizan a la sociedad peruana como de “movilidad moderada”.

La evidencia empírica parece indicar entonces que el Perú es un país de movilidad (esperada) media-alta en el contexto latinoamericano. Si nuestra hipótesis de partida es cierta, esto debería sugerir que las “instituciones básicas” se han vuelto menos excluyentes en las últimas décadas. En el caso de los indicadores que aproximan la movilidad social mediante el acceso a la educación, ello se explicaría por

---

diversidad geográfica y étnica. Para una discusión respecto a la “excepcionalidad” del sistema educativo peruano, véase Bin Wu (2001).

<sup>32</sup> Una estrategia econométrica similar a la anterior, muy utilizada en la literatura, consiste en estimar la elasticidad entre los ingresos de los padres y los de los hijos mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios. Véase Solon (2002) para un resumen diversos estudios que aplican dicha estrategia para el caso de países como USA, Inglaterra, Suecia, Canadá, Alemania, Finlandia, Malasia y Sudáfrica.

una tendencia hacia la igualación de las oportunidades en el acceso a las instituciones educativas. Sin embargo, una limitación de la literatura discutida anteriormente radica –como ya mencionamos líneas arriba- en su concentración en una variable única para aproximar la movilidad social e intergeneracional. El panorama obtenido con una estrategia de esta naturaleza es, a todas luces, incompleto.

La aproximación empírica que se utilizará en este trabajo tiene la virtud de superar esta limitación al permitir un abanico más amplio de “circunstancias” a la hora de juzgar la movilidad social. Si se encuentra que el peso de las “circunstancias” se reduce a través de los cohortes, se tendrá evidenciado que en el país ha ocurrido un proceso de igualación de oportunidades, lo cual puede ser atribuido a una mayor apertura de las “instituciones básicas” de la sociedad. Adicionalmente, dicha estrategia permitirá dar cuenta de la movilidad “observada”, a diferencia de los indicadores discutidos, que fundamentalmente dan luces de la movilidad “esperada”.

#### **2.4. Hipótesis de trabajo**

A partir de lo discutido hasta ahora, es posible proponer algunas hipótesis del trabajo. Primero, es de esperar que, luego de controlar el grado de desigualdad medido por los índices de desigualdad de Gini y de Theil con las variables de “circunstancias” observables, este continuará siendo significativamente alto, lo que implica que el peso de las “circunstancias” no observables y los “esfuerzos” sobre el resultado distributivo es mucho más importante que el impacto que ejercen las “circunstancias” observables.

Además, se espera que el peso de las variables de “circunstancias” sobre la movilidad social sea significativo, aún después de controlar por las variables de “esfuerzo”. Los resultados individuales en términos de adquisición de activos valiosos como la educación estarán condicionados por los resultados de los padres. Así, se observará que la movilidad variará muy lentamente a través de las cohortes poblacionales; lo cual, en términos de políticas públicas, sugiere la necesidad de estrategias que no sólo equiparen las oportunidades de acceso a activos valiosos como la educación de calidad, sino que, además, dichas estrategias deberían incorporar mecanismos que aminoren el impacto de las “circunstancias”, fundamentalmente el origen étnico y familiar. Todo ello, por medio de innovaciones institucionales, que reduzcan la dependencia de los resultados en la competencia por

activos valiosos (educación en este caso) alcanzados por los individuos frente a los resultados obtenidos por sus padres.

En lo que resta del documento se evaluará si la evidencia empírica otorga respaldo a estas hipótesis de trabajo. Antes de ello, se analizará la extensión de las desigualdades entre grupos étnicos en el Perú, así como las brechas existentes en términos de movilidad social.

### **Evaluando la desigualdad de resultados y la movilidad social según origen étnico**

El propósito de este capítulo es dar cuenta de las brechas existentes en términos de ingresos y de acceso al bienestar que tienen su origen en la pertenencia a grupos étnicos distintos, así como sus vínculos con la movilidad social. Nos concentraremos aquí en el origen étnico como variable de interés debido a la gran importancia que –como se ha visto- le ha concedido la literatura a la hora de explicar las brechas en términos de acceso al bienestar observadas en el país. Tómese nota que aquí no se diferenciará entre variables de “esfuerzos” y de “circunstancias”. Ese análisis se realizará en el siguiente capítulo.

#### **3.1 Caracterizando la desigualdad de ingresos y gastos según origen étnico**

Antes de empezar, es necesario indicar qué variable se está usando para medir el origen étnico de la población que se analizará en este capítulo. Tal y como lo señala Lloréns (2002), los grupos étnicos o etnias se pueden distinguir por el idioma, antepasados comunes, ocupación prolongada en un espacio geográfico, raza o la identidad étnica. En el Perú, la Encuesta Nacional de Hogares que se ha tomado en cuenta para este trabajo, la del cuarto trimestre del 2001, se puede reconocer la etnicidad de las personas de dos maneras distintas. La primera es a través de la lengua materna de los individuos, sus padres y/o sus abuelos; y la segunda, vía la autoidentificación de las personas según sus antepasados y sus costumbres. Para este caso, se utilizará la segunda opción, debido a que se aproxima más al concepto actual de etnia y a que cuando se usa la lengua materna no se puede distinguir, por ejemplo, a los afrodescendientes que aprenden primero el castellano (Lloréns 2002).<sup>33</sup>

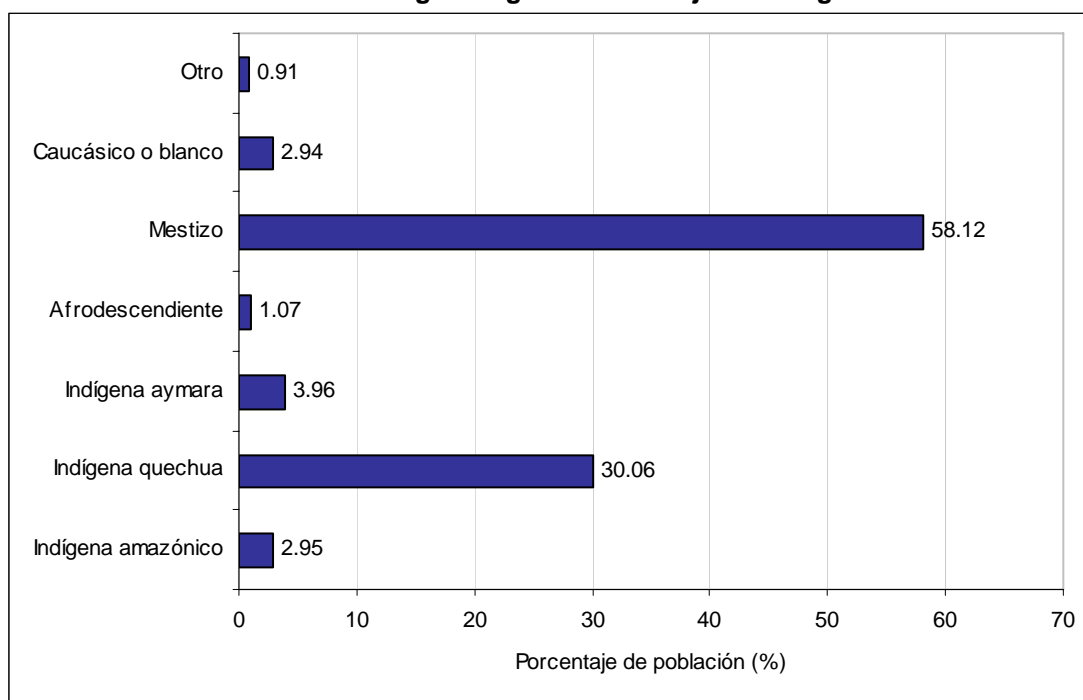
Hay que resaltar que una limitación de la medida a utilizar (véase De Ferranti et al 2003, Lloréns 2002) es que los grupos excluidos tienden a no reconocer su origen étnico e identificarse con categorías socialmente más aceptadas. En el contexto peruano, es muy probable que ello explique el hecho que la mayoría se identifique como mestizo. Tal y como se ve en el gráfico 3.1, el 60% de la población vive en

---

<sup>33</sup> En términos prácticos, tampoco convenía usar la lengua materna para definir los distintos grupos étnicos ya que muchas personas no contestaban las preguntas al respecto, y la muestra se reducía mucho.

hogares en donde el jefe se identifica como tal; pero, aún así, el origen indígena sigue siendo significativo. Cerca del 37% del total de la población peruana vive en hogares en donde el jefe se identifica como descendiente indígena, mientras que apenas un 3% vive en hogares cuyo jefe se identifica como blanco o caucásico. Además, un grupo, que al parecer ha sido subestimado, es el de los afrodescendientes, pues aunque no hay estimados exactos al respecto, existe una suerte de consenso respecto a que cerca del 10% de la población peruana tenga este origen.

**Gráfico 3.1**  
**Población según origen étnico del jefe de hogar**



Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

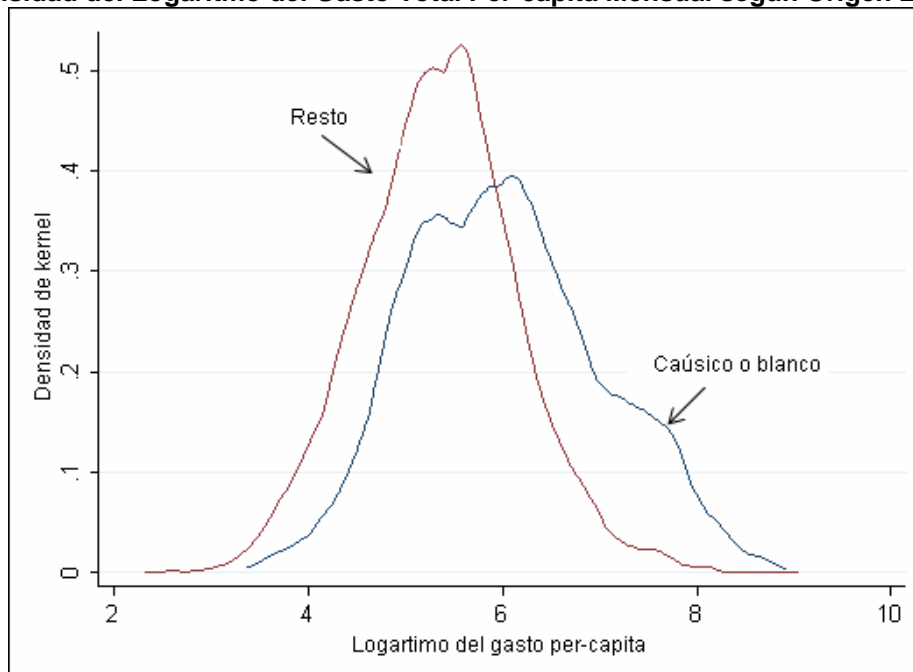
Una primera forma de caracterizar las diferencias entre estos grupos es evaluando la forma en que se distribuyen sus ingresos y gastos. Para ello, se ha graficado la función de densidad kernel<sup>34</sup> del logaritmo del gasto per-capita<sup>35</sup> para la población de origen blanco y para aquella que no lo es. El gráfico 3.2 muestra dos características de la densidad del ingreso de la población blanca en relación a la población no caucásica: a) gastos medios más altos y, b) mayores niveles de desigualdad. La primera característica la recoge el hecho de que la función de

<sup>34</sup> Para detalles de la técnica mencionada, véase Deaton (1997).

<sup>35</sup> Usamos en principio el gasto porque es una variable que es menos sensible a las heterogeneidades existentes entre los grupos analizados que el ingreso. Así por ejemplo, los ingresos de las zonas rurales pueden estar sesgados por la presencia de problemas de estacionalidad, lo cual es de suma importancia en nuestro análisis dada la presencia mayoritaria de los grupos indígenas en dichas zonas.

densidad se encuentre ubicada más a la derecha en relación a la otra, mientras que la segunda se desprende de la forma ancha y “achatada” que tiene la misma.

**Gráfico 3.2**  
**Densidad del Logaritmo del Gasto Total Per-capita Mensual según Origen Étnico**



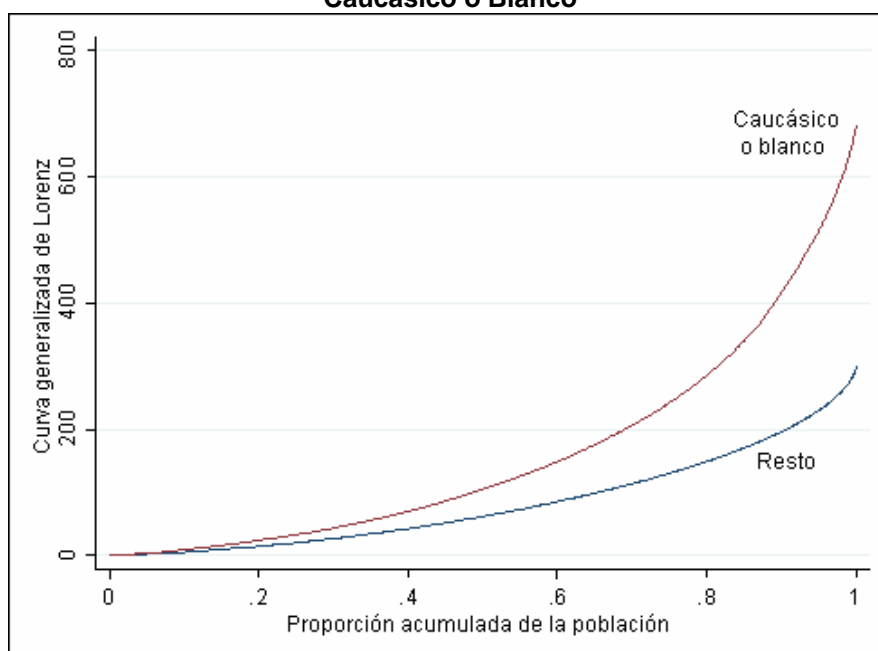
Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI.  
Elaboración propia.

¿Cómo se expresan estas diferencias en términos de acceso al bienestar? Hasta ahora solo se sabe que la población de origen blanco tiene un gasto promedio más alto que el resto, pero que a su vez es más desigual. A fin de determinar si la distribución del gasto en la población blanca es preferida a la del resto, en términos del acceso al bienestar que implican, es necesario hacer uso de otro tipo de instrumento, como un análisis basado en las curvas generalizadas de Lorenz<sup>36</sup>.

En el gráfico 3.3 presentamos la curva generalizada de Lorenz para los dos grupos bajo análisis. Claramente, la distribución del gasto de la población caucásica es preferida en el sentido generalizado de Lorenz a la distribución del gasto de la población no caucásica en la medida que ello significa un mayor disfrute de bienestar, a pesar de estar asociada a mayores niveles de desigualdad relativos.

<sup>36</sup> Para una discusión detallada de este instrumento, véase Lambert (2001) y Mitnik (1999).

**Gráfico 3.3**  
**Curva de Lorenz Generalizada del Gasto Total Per-capita Mensual según Origen**  
**Caucásico o Blanco**



Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI.  
 Elaboración propia.

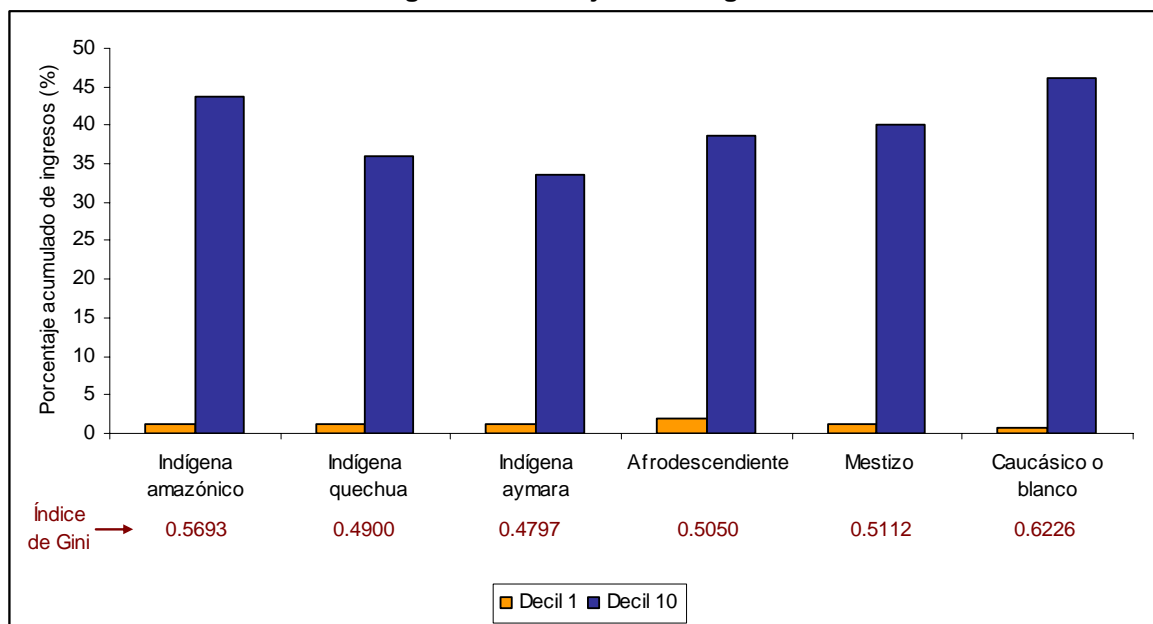
El siguiente paso es evaluar la magnitud de dichas desigualdades. Para ello, en el gráfico 3.4, se presentan estimaciones de diversos indicadores de desigualdad del ingreso tomando en cuenta el origen étnico del jefe del hogar<sup>37</sup>. De estos es sencillo percatarse que las brechas son significativas al interior de cada grupo. En todos los grupos étnicos, la proporción del ingreso acumulado por el decil más pobre es bastante reducido y muy semejante al promedio nacional, con excepción de la población caucásica o blanca, en donde el decil más pobre recibe apenas el 0.6% del ingreso acumulado. El panorama es bastante parecido cuando nos enfocamos en la situación del decil más rico, aunque con algunas diferencias importantes. En primer lugar, nuevamente es dentro de la población caucásica o blanca en donde las brechas entre ricos y pobres son más significativas, lo cual se recoge por el hecho de que el decil más rico concentre cerca del 50% del total del ingreso y debido también a que la razón entre ingresos del percentil 90 y del 10 es de 23. El otro hecho interesante es que la concentración del decil más rico de los grupos indígenas quechuas y aymaras es de poco más del 30%, mientras que en los indígenas amazónicos es alrededor 10% más que en los dos anteriores, siendo por tanto el grupo más desigual entre los indígenas de acuerdo con este criterio. En cuanto a la población afrodescendiente, los

<sup>37</sup> En el anexo C se pueden apreciar cuadros con más indicadores al respecto, y además otros trabajados a partir del gasto total per-capita..



indicadores anteriores sugieren que las brechas dentro de este grupo son menos agudas que en los otros grupos étnicos analizados.

**Gráfico 3.4**  
**Indicadores de desigualdad del ingreso total per-capita mensual según**  
**origen étnico del jefe del hogar**



Nota: El porcentaje acumulado se refiere a la proporción del ingreso total per-capita mensual acumulado por cada decil.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

Cuando se revisan los indicadores de desigualdad, el panorama ofrecido es bastante consistente con lo ya dicho hasta ahora. Así por ejemplo, el índice de Gini entre la población caucásica o blanca es el más alto y tiene un nivel comparable a los observados en países muy desiguales como Brasil o al de los países del África Subsahariana. El nivel de desigualdad -medida por el índice de Gini- al interior de la población indígena amazónica es significativamente alto, más alto inclusive que el promedio nacional; mientras que la desigualdad entre los grupos indígenas quechuas y aymaras es relativamente baja, aunque muy alta si tomamos en cuenta el contexto latinoamericano. Nótese además que la desigualdad entre la población afrodescendiente es más alta que la de los dos grupos anteriores. Resultados similares se obtienen si se considera el índice de desigualdad de Atkinson.

Finalmente, cuando se toma en cuenta el gasto, los patrones son bastante similares (ver Cuadro C.1 en el anexo C), salvo algunas diferencias importantes que ameritan ser señaladas. En primer lugar, la razón entre el percentil 90 y 10 en la población de origen caucásico o blanca se reduce significativamente en relación a los

observados en el cuadro anterior, aunque sigue siendo el más alto. Otro hecho interesante es que la fracción del ingreso acumulado por el decil más rico de la población indígena amazónica es ahora el más alto del observado entre los diversos grupos étnicos, representando cerca del 40% del total<sup>38</sup>.

### **3.2 Evaluando las brechas: un análisis de descomposiciones de desigualdad por grupos**

Hasta ahora se han visto las brechas al interior de cada grupo étnico. En las líneas que siguen se le prestará atención a las desigualdades que existen entre los grupos para luego evaluar, por medio del uso de técnicas de descomposición de desigualdad, cuáles son los factores que contribuyen a explicar las brechas dentro de cada grupo y entre grupos. De aquí en adelante, dado que se trabaja con una muestra a nivel nacional, lo que conlleva a los problemas mencionados anteriormente, se usará el gasto como variable de análisis.

Para ello, se utilizará en primer lugar la estrategia de descomposición sugerida por Shorrocks (1984). De acuerdo con ésta, es posible descomponer aditivamente el índice de entropía generalizado en una parte atribuible a las diferencias al interior de cada grupo y en otra debida a las diferencias entre grupos.<sup>39</sup> En el cuadro 3.1 se presentan los resultados de descomponer el índice de desigualdad de entropía generalizado considerando el origen étnico, el nivel educativo, el dominio geográfico, el género y el grupo de edad. El resultado general que emerge del ejercicio es que son las desigualdades al interior de los grupos las que explican en gran medida la desigualdad total observada.

---

<sup>38</sup> Aquí también es preciso tomar con cuidado estos resultados. La razón fundamental es que el tamaño de la muestra para este grupo es muy pequeño. De un total de 48,550 observaciones disponibles, solamente 1,925 pertenecen al grupo mencionado, con lo cual los sesgos podrían ser importantes. Lo mismo se aplica para el caso de la población de origen caucásico o blanco.

<sup>39</sup> La presentación formal de la descomposición se puede encontrar en el anexo C, punto 1.

**Cuadro 3.1**  
**Descomposición del índice de desigualdad de entropía generalizado del gasto total per-  
capita mensual**

	GE(0)			GE(1)			GE(2)		
	Intra	Inter	Total	Intra	Inter	Total	Intra	Inter	Total
<b>Origen étnico</b>									
<i>Total</i>	0.3340	0.0323	0.3664	0.3680	0.0343	0.4023	0.6917	0.0384	0.7301
<i>Estructura porcentual</i>	91.2%	8.8%		91.5%	8.5%		94.7%	5.3%	
<b>Nivel educativo</b>									
<i>Total</i>	0.2669	0.0980	0.3648	0.2928	0.1089	0.4018	0.5987	0.1357	0.7344
<i>Estructura porcentual</i>	73.1%	26.9%		72.9%	27.1%		81.5%	18.5%	
<b>Dominio geográfico</b>									
<i>Total</i>	0.2611	0.1036	0.3648	0.2975	0.1042	0.4017	0.6244	0.1097	0.7341
<i>Estructura porcentual</i>	71.6%	28.4%		74.1%	25.9%		85.1%	14.9%	
<b>Género</b>									
<i>Total</i>	0.3646	0.0002	0.3648	0.4014	0.0002	0.4017	0.7339	0.0002	0.7341
<i>Estructura porcentual</i>	99.9%	0.1%		99.9%	0.1%		100.0%	0.0%	
<b>Grupo de edad</b>									
<i>Total</i>	0.3613	0.0035	0.3648	0.3981	0.0035	0.4017	0.7306	0.0035	0.7341
<i>Estructura porcentual</i>	99.0%	1.0%		99.1%	0.9%		99.5%	0.5%	

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

La variable más importante en ese sentido es la educación. Cerca del 30% de la desigualdad total es explicada por diferencias entre grupos educativos, siguiéndole en orden de relevancia el dominio geográfico con magnitudes bastante similares. Por su parte, las diferencias en origen étnico explican cerca del 9% de la desigualdad total en el gasto. Finalmente, el género y el grupo de edad no tienen un impacto relevante a fin de explicar la dispersión total del gasto observada.

¿Cómo se comportan estas diferencias cuando se analizan al interior de cada grupo étnico? En el cuadro 3.2 se presentan los resultados del ejercicio de descomposición de desigualdad que responde a esta pregunta. Además de las variables consideradas anteriormente, se ha añadido el área en donde residen los miembros del hogar. Al igual que en el caso anterior, son nuevamente las diferencias al interior de cada grupo –dado un mismo origen étnico- las que explican la mayor parte de la desigualdad total observada en cada grupo étnico.

Nuevamente es la educación la variable más importante a la hora de evaluar la desigualdad entre grupos. En el caso de los afrodescendientes dicha contribución llega inclusive a ser más importante que la desigualdad al interior de cada grupo educativo, ubicándose en alrededor del 65%. La contribución de las diferencias entre grupos educativos es importante también dentro del grupo de indígenas amazónicos,

explicando alrededor del 40% de la desigualdad total observada en dicho grupo. En el caso de los demás grupos, la contribución de las diferencias educativas es importante, pero situadas por debajo de la contribución media observada en toda la muestra.

**Cuadro 3.2**  
**Descomposición del índice de desigualdad de Theil del gasto total per-capita mensual según origen étnico**

	Indígena Amazónico			Indígena Quechua			Indígena Aymara		
	Intra	Inter	Total	Intra	Inter	Total	Intra	Inter	Total
<b>Nivel Educativo</b>									
<i>Total</i>	0.3361	0.2246	0.5607	0.2143	0.0650	0.2793	0.2205	0.0503	0.2708
<i>Estructura Porcentual</i>	59.9%	40.1%		76.7%	23.3%		81.4%	18.6%	
<b>Dominio Geográfico</b>									
<i>Total</i>	0.3606	0.2001	0.5607	0.2060	0.0733	0.2793	0.1990	0.0718	0.2708
<i>Estructura Porcentual</i>	64.3%	35.7%		73.8%	26.2%		73.5%	26.5%	
<b>Género</b>									
<i>Total</i>	0.5605	0.0002	0.5607	0.2790	0.0002	0.2793	0.2708	0.0000	0.2708
<i>Estructura Porcentual</i>	100.0%	0.0%		99.9%	0.1%		100.0%	0.0%	
<b>Grupo de Edad</b>									
<i>Total</i>	0.5555	0.0052	0.5607	0.2790	0.0003	0.2793	0.2704	0.0004	0.2708
<i>Estructura Porcentual</i>	99.1%	0.9%		99.9%	0.1%		99.8%	0.2%	
<b>Área</b>									
<i>Total</i>	0.4259	0.1348	0.5607	0.1949	0.0844	0.2793	0.1628	0.1080	0.2708
<i>Estructura Porcentual</i>	76.0%	24.0%		69.8%	30.2%		60.1%	39.9%	
	Afrodescendiente			Mestizos			Caucásico o Blanco		
	Intra	Inter	Total	Intra	Inter	Total	Intra	Inter	Total
<b>Nivel Educativo</b>									
<i>Total</i>	0.0971	0.1847	0.2818	0.2250	0.0902	0.3813	0.3736	0.1178	0.4914
<i>Estructura Porcentual</i>	34.5%	65.5%		59.0%	23.6%		76.0%	24.0%	
<b>Dominio Geográfico</b>									
<i>Total</i>	0.2379	0.0439	0.2818	0.2754	0.1058	0.3812	0.3017	0.1897	0.4914
<i>Estructura Porcentual</i>	84.4%	15.6%		72.2%	27.8%		61.4%	38.6%	
<b>Género</b>									
<i>Total</i>	0.2780	0.0039	0.2818	0.3811	0.0001	0.3812	0.4853	0.0060	0.4914
<i>Estructura Porcentual</i>	98.6%	1.4%		100.0%	0.0%		98.8%	1.2%	
<b>Grupo de Edad</b>									
<i>Total</i>	0.2721	0.0097	0.2818	0.3764	0.0048	0.3812	0.4719	0.0195	0.4914
<i>Estructura Porcentual</i>	96.5%	3.5%		98.7%	1.3%		96.0%	4.0%	
<b>Área</b>									
<i>Total</i>	0.2685	0.0134	0.2818	0.3132	0.0681	0.3812	0.4384	0.0529	0.4914
<i>Estructura Porcentual</i>	95.3%	4.7%		82.1%	17.9%		89.2%	10.8%	

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

También las diferencias en el entorno geográfico contribuyen de manera significativa en la explicación de la desigualdad total dentro de cada grupo. La

excepción importante aquí son nuevamente los grupos afrodescendientes, en donde solo el 15% del total de la desigualdad observada es explicado por diferencias entre dominios geográficos. Este resultado va en la misma dirección que los encontrados cuando tomamos en cuenta las diferencias en el área de residencia. En este caso, solamente el 5% de la desigualdad total se explica por diferencias entre áreas de residencia, frente a un 40%, 30% y 24% observado en el caso de los indígenas de origen aymara, los de origen quechua, y los de origen amazónico respectivamente. Este resultado se explica en gran medida por el hecho de que la población afrodescendiente reside en entornos básicamente urbanos por lo que la desigualdad al interior de dicho entorno es significativamente más importante en la explicación de la desigualdad total. Asimismo, en el caso de los grupos indígenas, las brechas entre áreas tienen un rol explicativo significativo debido a las mayores oportunidades y mejores condiciones de vida que ofrecen los entornos urbanos. De la misma manera que en el caso anterior, el género y el grupo de edad no influyen de manera significativa sobre la desigualdad total.

### 3.3 Evaluando las brechas en bienestar agregado según origen étnico

¿Cómo juzgar la posición de cada grupo étnico en términos de bienestar? Una manera tradicional de responder a la pregunta anterior consiste en observar el ingreso promedio de cada grupo. Sin embargo, dicha práctica asume implícitamente un juicio de valor utilitarista respecto a la distribución. Un análisis de bienestar más completo precisa del uso de otros criterios normativos alternativos.

**Cuadro 3.3**  
**Bienestar agregado según origen étnico del jefe del hogar**

Grupo étnico	Utilitarista	WAtk(0.5)	WAtk(1)	WAtk(2)	Sen	Kakwani
Indígena amazónico	287.9866	29.8499	5.1910	-0.0078	137.7000	189.2349
Indígena quechua	221.1551	27.7255	5.1162	-0.0080	132.0509	157.6418
Indígena aymara	212.2238	27.1667	5.0701	-0.0085	126.6086	151.2190
Afrodescendiente	323.8030	34.0244	5.5827	-0.0045	218.3652	244.2659
Mestizos	341.1017	33.7320	5.4829	-0.0057	188.0019	235.4308
Caucásico o blanco	681.3435	46.0444	6.0239	-0.0038	321.9368	446.0505
Otro	270.0987	29.8973	5.2339	-0.0071	143.8650	184.0714
Total	309.6668	31.9602	5.3673	-0.0065	167.3853	212.4740

Notas: Ver Anexo C para detalles de los indicadores.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

En el cuadro 3.3 se presentan las estimaciones de bienestar agregado para cada grupo étnico, tomando en cuenta los criterios discutidos. En primer lugar, se tiene

el criterio utilitarista<sup>40</sup>. De acuerdo con éste, es la población caucásica o blanca la que disfruta los mayores niveles de bienestar agregado en el país. Nótese que dicho nivel es el doble del observado en los mestizos, el grupo que sigue en términos de bienestar alcanzado. Como era de esperarse, son los grupos indígenas los que se encuentran peor ubicados en términos de disfrute del bienestar.

Dicha ventaja relativa de la población caucásica o blanca es robusta e independiente del indicador utilizado, tanto en el orden jerárquico como en la distancia significativa respecto al segundo grupo mejor ubicado en términos de bienestar. Lo mismo ocurre con los indígenas, los cuales se ubican consistentemente en la peor situación independientemente del criterio de bienestar utilizado. Dentro de los indígenas, también consistentemente son los indígenas aymaras los que se encuentran en peor condición, mientras que son los amazónicos los que disfrutan de mayores niveles de bienestar relativo dentro de este colectivo.

La evaluación del bienestar en el caso de los mestizos y de los afrodescendientes depende significativamente del criterio de bienestar utilizado. De acuerdo con el criterio utilitarista, son los mestizos los que se encuentran en mejor situación entre los no caucásicos o blancos, mientras que en todos los demás criterios son los afrodescendientes los que se encuentran en ventaja. Este resultado se debe a que la distribución del gasto es menos desigual en el caso de los afrodescendientes, hecho que es “premiado” por los indicadores anteriores y no es tomado en cuenta por el criterio utilitarista.

### **3.4 Evaluando la movilidad social según origen étnico.**

Como ya se ha discutido anteriormente, elevados niveles de desigualdad en una variable de resultados como el ingreso o el bienestar no debe de constituir un problema desde el punto de vista moral siempre y cuando sea el resultado de las decisiones autónomas de las personas en un contexto de igualdad de oportunidades. En el capítulo anterior se discutió cómo la literatura ha venido abordando esta distinción, incorporando al estudio de la desigualdad un análisis de la movilidad social. Así, para buena parte de la literatura la desigualdad no es un problema siempre y cuando los niveles de movilidad social sean importantes. Solo la combinación de altos niveles de desigualdad con bajos niveles de movilidad es considerada no deseable.

---

<sup>40</sup> Para mayor detalle sobre este criterio de bienestar y los siguientes presentados en esta sección, ver el anexo C.

En esta sección se va a evaluar la movilidad social de acuerdo al origen étnico de las personas, siguiendo algunas de las técnicas discutidas en el marco teórico. Dichas técnicas, como ya se mencionó, adolecen de una serie de limitaciones. Un análisis que supere dichas limitaciones se efectuará en el capítulo IV.

Como se vio en el capítulo anterior, la movilidad social suele ser aproximada por medio de la movilidad educativa. En las líneas que siguen vamos a seguir esta aproximación ensayada por la literatura pero teniendo en cuenta las diferencias que tienen su origen en la pertenencia a diversos grupos étnicos.

**Cuadro 3.4**  
**Años de estudio promedio según origen étnico del jefe del hogar (1/)**

<b>Grupo étnico</b>	<b>Toda la muestra</b>	<b>Hombres</b>	<b>Mujeres</b>	<b>Área urbana</b>	<b>Área rural</b>
Indígena Amazónico	7.56	8.34	6.76	9.26	5.36
Indígena Quechua	6.19	7.45	5.05	7.95	3.98
Indígena Aymara	6.95	8.17	5.80	9.00	4.82
Afrodescendiente	8.32	8.21	8.43	8.97	4.33
Mestizos	8.59	9.18	8.04	9.72	5.17
Caucásico o Blanco	10.40	11.18	9.72	11.11	5.29
Otro	6.34	7.04	5.74	8.99	3.92
Promedio Total	7.86	8.66	7.12	9.32	4.66

Nota: 1/ Solo se consideró a la población con 25 años a más.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

En primer lugar, es preciso mencionar que las brechas educativas según origen étnico son significativas. La población caucásica o blanca tiene en promedio casi cinco años más de estudio que la población indígena quechua y dos años más que la población mestiza, tal y como se observa en el Cuadro 3.4. Dentro de los grupos indígenas, son los de origen amazónico los que tienen un promedio de años de estudio más alto. Cuando se toman las diferencias de género, las brechas se hacen menos acentuadas -aunque significativas aún- cuando consideramos solamente a los hombres, con un sesgo en contra de los grupos excluidos. Así, mientras que en el caso de la población blanca o caucásica la diferencia en años de estudio entre hombres y mujeres es de poco más de un año, en el caso de los grupos indígenas dicha diferencia es de hasta dos años y medio. Un dato interesante a destacar es el hecho de que en el caso de la población afrodescendiente las mujeres tengan ligeramente un promedio mayor de años de estudio. Asimismo, las diferencias según área geográfica son más importantes todavía.

Se ve entonces que el logro escolar aproximado por el número de años de estudio se encuentra asociado al origen étnico. En términos de nuestro interés, la pregunta siguiente es si dicho logro educativo se encuentra asociado al alcanzado por los padres. Una manera de responder la pregunta anterior es por medio del uso de matrices de movilidad educativa intergeneracional. En el Cuadro 3.5 se presenta dicha matriz para el caso de la población indígena y no indígena mayor de 25 años.

**Cuadro 3.5**  
**Matriz de movilidad educativa intergeneracional según**  
**origen étnico del jefe de hogar**

<b>Nivel Educativo del Jefe de Hogar</b>					
<b>Educación del Padre del Jefe del Hogar</b>	<i>Primaria completa o menos</i>	<i>Secundaria incompleta</i>	<i>Secundaria completa</i>	<i>Algún nivel de formación superior</i>	<b>Total</b>
<b>Indígenas</b>					
<i>Primaria completa o menos</i>	65.95	13.49	13.09	7.47	100.00
<i>Secundaria incompleta</i>	18.71	11.39	38.13	31.77	100.00
<i>Secundaria completa</i>	27.02	12.81	22.49	37.68	100.00
<i>Algún nivel de formación superior</i>	3.53	3.76	21.01	71.69	100.00
<b>Total</b>	62.31	13.25	14.25	10.19	100.00
<b>No Indígenas</b>					
<i>Primaria completa o menos</i>	51.61	13.44	20.53	14.42	100.00
<i>Secundaria incompleta</i>	11.46	19.30	35.29	33.94	100.00
<i>Secundaria completa</i>	10.40	8.22	35.40	45.98	100.00
<i>Algún nivel de formación superior</i>	4.82	2.26	15.60	77.32	100.00
<b>Total</b>	41.92	12.43	22.54	23.11	100.00

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

De los estimados del cuadro anterior se desprende que los niveles de movilidad educativa son más importantes entre los no indígenas. Así, mientras que entre los no indígenas el 14% de los jefes de hogar cuyos padres lograron culminar a lo más el primario completo alcanzó algún nivel de educación superior, solamente el 7% lo hizo en el caso de los indígenas. En el otro extremo, mientras que entre los no indígenas el 51% de los jefes de hogar cuyos padres apenas culminaron a lo más el primario completo replicó el mismo nivel de formación, en el caso de los indígenas alrededor del 66% replicó dicho nivel. Si uno se enfoca en lo que ocurre con la persistencia del logro educativo en los niveles de formación más altos, se encuentra que la



probabilidad de alcanzar el nivel educativo más alto, dado que el padre del jefe de hogar ya lo había alcanzado, es más alta entre los no indígenas. Los resultados anteriores sugieren una alta correlación intergeneracional entre los niveles educativos alcanzados por los padres y los hijos.

Una forma alternativa de juzgar la movilidad social es por medio de algún indicador de movilidad sugerido por la literatura. Aquí se utilizará el sugerido por Andersen (2001a), el cual aproxima la movilidad “esperada”. Dicho indicador usa una estrategia de descomposición sugerida por Gary Fields para evaluar la contribución de diversos factores que aproximan el impacto del origen familiar en la explicación de la brecha educativa<sup>41</sup>, entendida esta última como la diferencia entre el nivel educativo que en función a su edad un individuo debió haber alcanzado y efectivamente conseguido. Entre los factores de origen familiar a los que la autora le concede más importancia se encuentran el nivel educativo alcanzado por los padres y el nivel de ingresos del hogar.

**Cuadro 3.6**  
**Índice de movilidad social de Andersen según origen étnico**

<b>No Indígenas</b>				
<b>Índice de movilidad social</b>				0.8904
(Intervalo de confianza al 95%)			0.8772	0.9035
<b>Variable</b>	<b>Coeficiente</b>	<b>Desv. estándar</b>	<b>Corr(X,Y)</b>	<b>Contribución</b>
Gasto total hogar	-0.0001	1105.3363	-0.2231	0.0132
Años de educación del jefe del hogar	-0.1383	4.4369	-0.3493	0.0965
Edad	0.3901	1.9973	0.3409	0.1195
Área de Residencia	-0.8318	0.4691	-0.2843	0.0499
Edad del Jefe al Nacimiento	-0.0128	11.6339	-0.0348	0.0023
Jefe Mujer	-0.6641	0.0489	0.0054	-0.0001
Un solo cónyuge	0.0277	0.4164	0.0317	0.0002
<b>Indígenas</b>				
<b>Índice de movilidad social</b>				0.885
(Intervalo de confianza al 95%)			0.8725	0.9044
<b>Variable</b>	<b>Coeficiente</b>	<b>Desv. estándar</b>	<b>Corr(X,Y)</b>	<b>Contribución</b>
Gasto total hogar	-0.0002	839.9480	-0.2360	0.0176
Años de educación del jefe del hogar	-0.1546	4.1963	-0.3285	0.0939
Edad	0.3888	1.9771	0.3278	0.1111
Área de Residencia	-0.8579	0.5001	-0.2917	0.0552
Edad del Jefe al Nacimiento	-0.0226	11.9659	-0.0665	0.0079
Jefe Mujer	0.5039	0.0701	0.0454	0.0007
Un solo cónyuge	-0.1338	0.4242	0.0256	-0.0006

Nota: Intervalos de confianza estimados con la técnica bootstrap con 200 repeticiones.  
Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

<sup>41</sup> Para una explicación detallada del indicador, véase el apéndice 1 de Andersen (2001a).

En el Cuadro 3.6 se presentan las estimaciones del índice de movilidad de Andersen de acuerdo al origen étnico de las personas, en este caso los adolescentes entre 13 y 19 años. La variable más importante en la explicación de la variación total de la brecha educativa es el número de años de estudio del jefe del hogar, la cual explica el 9.6% de dicha variación en el caso de los indígenas y el 8.6% en el caso de los no indígenas. Le sigue en importancia el área de residencia, la cual da cuenta del 6.14% y 5.25% de la variación de la brecha para indígenas y no indígenas respectivamente. Variables como la edad y el gasto total mensual del hogar tienen una contribución bastante modesta, mientras que otras como la edad del jefe de hogar a la hora del nacimiento del adolescente, la dummy que controla si es que el jefe de hogar es mujer, y la dummy que controla si es que el hogar carece de uno de los cónyuges no ejercen rol explicativo alguno en la variación de la brecha educativa. Nuestros estimados indican que no hay diferencias significativas entre los niveles de movilidad *esperados* para indígenas y no indígenas, lo cual se desprende de la intersección entre los intervalos de confianza<sup>42</sup>. Estos resultados indican que la movilidad esperada es alta en relación al resto de los países latinoamericanos.

### **3.5 Reflexiones finales.**

A lo largo de este capítulo se han evaluado las diferencias de ingresos y gastos entre y dentro de los grupos étnicos que constituyen la amalgama social que caracteriza a la sociedad peruana. Se ha encontrado que las desigualdades al interior de cada grupo son significativas y que son lo más importante a la hora de explicar la desigualdad total observada. Así, apenas el 9% de la desigualdad total se explica por diferencias entre grupos étnicos.

Son las diferencias educativas y de dominio geográfico, los factores más relevantes para explicar la desigualdad inter-grupal, mientras que el grupo de edad y el género no desempeñan un rol importante en esa misma dirección. Lo mismo ocurre cuando se hace el análisis para cada grupo étnico. Sin embargo, existen aquí algunas diferencias importantes, que ya se discutieron en la sección correspondiente.

---

<sup>42</sup> Este resultado también se obtiene si es que se incluye una variable dummy para los individuos indígenas en una estimación del índice para toda la muestra. Los resultados de la regresión indica que dicha variable no es significativa y su contribución en la explicación de la varianza total de la brecha educativa es bajísima (0.02%). Nótese que este resultado no es sorprendente, toda vez que un estudio para el caso de Bolivia (Andersen 2001b) encontró que la movilidad social entre los adolescentes indígenas era más alta que entre los no indígenas.

Como era de esperarse, las brechas en términos de bienestar entre los grupos étnicos bajo análisis son importantes. Consistentemente, es la población caucásica la que se encuentra mejor situación, mientras que –en el otro extremo- son los grupos indígenas los que se encuentran en la peor. Asimismo, la distancia en términos de bienestar entre la población caucásica y el grupo étnico que sigue en el ordenamiento de bienestar es significativa. Así, el Perú puede ser caracterizado como una sociedad en donde la heterogeneidad social está fuertemente vinculada a la heterogeneidad en el disfrute de bienestar (en donde un grupo muy pequeño disfruta de altos niveles de bienestar promedio, mientras que los más numerosos y socialmente excluidos se encuentran en peores condiciones y acceden a niveles de bienestar ostensiblemente menores), y asimismo, donde las desigualdades al interior de cada grupo étnico contribuyen a explicar gran parte de los altos niveles de desigualdad que la caracterizan.

¿Se transmiten estas brechas en el acceso al bienestar generacionalmente? A fin de responder lo anterior, se discutieron diversas aproximaciones que den cuenta de la movilidad social de acuerdo al origen étnico. Tomando como punto de entrada la movilidad educativa, tomamos nota de la relación existente entre el origen étnico y el logro educativo, en donde se encuentra que los grupos indígenas tienen en promedio menos años de estudio que los grupos no indígenas. Por medio de matrices de movilidad educativa, se ve que el nivel educativo de los jefes del hogar se encuentra muy influenciado por el nivel educativo de sus padres. Con ello se dio cuenta de la movilidad observada. Mediante el índice de Andersen, se encontró que la movilidad social esperada es alta, tanto para los indígenas y no indígenas, y que la contribución del origen étnico en la explicación de variación total de la brecha educativa no es significativa. La combinación de ambos resultados sugiere un incremento en los niveles de movilidad social en un marco en donde las diferencias étnicas perderán progresivamente influencia sobre el logro educativo de los individuos, lo cual es consistente con los hallazgos de Escobal, Saavedra y Torero (1999) ya mencionados. No obstante, en la medida en que no es posible controlar dicho resultado por la heterogeneidad existente en términos de calidad educativa, es preciso que el mismo sea tomado con sumo cuidado.

### Modelo econométrico: Estrategia empírica y principales resultados

El objetivo de este capítulo es simular, mediante las técnicas econométricas sugeridas en Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005), cómo sería la distribución de ingresos laborales si las “circunstancias” fueran las mismas para todos los individuos. Así, se podrá determinar que tan relevantes son éstas en la composición de la desigualdad. Para ello, primero se presentarán el modelo y estrategia empírica a utilizar, y luego, los resultados obtenidos del trabajo realizado.

#### 4.1 Modelo y estrategia empírica

##### *Las “circunstancias” y la desigualdad de ingresos laborales*

El modelo que se seguirá es el aplicado por Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005)<sup>43</sup>, quienes basándose en lo planteado por Roemer, buscan descomponer la desigualdad de los ingresos laborales individuales entre “circunstancias” y “esfuerzos”. El uso de los ingresos laborales no resulta un problema para el caso peruano, pues éstos representan más del 70% de la desigualdad de los ingresos per-capita del hogar, según cálculos de Herrera (2003)<sup>44</sup>. Entonces, si se hace un análisis a partir de los mismos se puede ver cómo se comporta, en gran medida, la desigualdad total de ingresos de los hogares.

Según, Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005), los ingresos laborales se presentan como una función log-lineal de las “circunstancias” y los “esfuerzos” del individuo. Además, los autores toman en cuenta el hecho de que los “esfuerzos” individuales están condicionados por las “circunstancias” de cada persona, ya que, por ejemplo, si los padres de un niño o joven no saben leer y escribir, afectan el esfuerzo que pueda poner su hijo en sus estudios y, por consiguiente, el nivel

---

<sup>43</sup> En esta sección se presentará de manera resumida el modelo aplicado por estos autores. Para mayor detalle, ver Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005).

<sup>44</sup> Según una descomposición de Shorrocks, realizada por Herrera (2003), solo los ingresos monetarios representan el 72.1% de la desigualdad total de los ingresos per-capita del hogar para el año 2002. En el trabajo que se realizará a continuación se tomarán en cuenta no solo los ingresos monetarios del trabajo, sino también los pagos en especie, lo obtenido por autoconsumo, entre otros.

educativo que alcance. Por ello, se añade una ecuación que refleje tal relación. Así, queda el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\ln(w_i) = C_i \cdot \alpha + E_i \cdot \beta + u_i \quad (1)$$

$$E_i = C_i b + v_i \quad (2)$$

Donde  $w_i$  representa los ingresos laborales del individuo  $i$ ,  $C_i$  y  $E_i$  son los vectores de las variables de “circunstancias” y “esfuerzos”, respectivamente,  $\alpha$ ,  $\beta$  y  $b$  son matrices de coeficientes, y  $\mu_i$  el error, que incluye los efectos de las “circunstancias” y “esfuerzos” no observables, la suerte y el error de medición. La ecuación (2), considera la dependencia de los esfuerzos respecto a las “circunstancias”, presentándose al vector de “esfuerzos” en función de las “circunstancias” y de los errores  $v_i$ .

Un supuesto de este sistema es que los errores  $\mu_i$  y  $v_i$  están idéntica e independientemente distribuidos (i.i.d.) entre individuos, tienen una media igual a cero, y son ortogonales al vector  $C_i$ <sup>45</sup>.

En base a las ecuaciones (1) y (2) se estiman las matrices de coeficientes  $\hat{\alpha}$ ,  $\hat{\beta}$  y  $\hat{b}$ ; y los errores  $\hat{\mu}_i$  y  $\hat{v}_i$ . Luego de estimar estos valores, se igualan las variables de “circunstancias”, a través de los valores promedio de cada una de ellas; y con ello se estiman dos nuevas distribuciones de ingresos laborales, diferentes a la observada ( $w_i$ ). La primera ( $w_i^{ED}$ ), donde solo se igualan las “circunstancias” que afectan directamente a los ingresos. Y la segunda ( $w_i^{ET}$ ), donde se igualan todas las “circunstancias”. Cada una de las nuevas distribuciones se aprecia en las ecuaciones (3) y (4), respectivamente.

$$\ln(w_i^{ED}) = \bar{C}_i * \hat{\alpha} + C_i * \hat{\beta} \hat{b} + \hat{v}_i * \hat{\beta} + \hat{u}_i \quad (3)$$

$$\ln(w_i^{ET}) = \bar{C}_i * (\hat{\alpha} + \hat{\beta} \hat{b}) + \hat{v}_i * \hat{\beta} + \hat{u}_i \quad (4)$$

---

<sup>45</sup> El vector de “esfuerzos” ( $E_i$ ) no es independiente al vector de errores ( $\mu_i$ ) en la ecuación de ingresos, pues pueden existir ciertas “circunstancias” no observables que afecten a algunas variables de “esfuerzo” del individuo, como, por ejemplo, el efecto de la categoría ocupacional del padre en el nivel de educación de su hijo. La solución a este problema se presenta más adelante, en la estrategia empírica a utilizar.

Para cada una de estas distribuciones de ingresos estimadas ( $w_i^{ET}$ ,  $w_i^{ED}$ ), y para la observada también ( $w_i$ ), se calculan los indicadores de desigualdad, que para este caso son el coeficiente de Gini y el índice de Theil. De acuerdo a las diferencias encontradas entre las nuevas distribuciones y la observada, se pueden calcular la contribución directa, indirecta y total de las “circunstancias” sobre la desigualdad de ingresos laborales.

### ***Datos y estrategia empírica***

Para aplicar el modelo presentado en la sección anterior, se han utilizado los datos de la Encuesta Nacional de Hogares del 2001, ya que ésta incluye información sobre etnicidad y educación de los padres de los individuos, que son variables necesarias pues representan a las “circunstancias”<sup>46</sup>. La muestra a trabajar solo incluye a los jefes de hogar y sus esposas, pues son los únicos que cuentan con información sobre sus padres y origen étnico; solo del área urbana, por las imprecisiones sobre el tema de ingresos que existen en el área rural<sup>47</sup>; y solo a aquellos que tienen de 26 hasta 65 años de edad, para garantizar su participación en el mercado laboral. Además, se excluyeron a los trabajadores del hogar y trabajadores familiares no remunerados, pues los ingresos de los primeros pueden estar subestimados y los segundos, no reciben remuneración alguna, pudiendo sesgar los resultados obtenidos. Y finalmente se excluyeron aquellas observaciones que no tenían todos los datos completos.

De este modo, quedó una muestra con 8150 individuos, la cual se trabajó dividida por sexo y por cohortes de 10 años cada una, quedando así 6 grupos con los cuales aplicar el modelo presentado.<sup>48</sup> Primero, se estimaron los coeficientes y residuos de la ecuación de ingresos (ecuación (1)), teniendo como variables explicativas las presentadas en el cuadro 4.1.

---

<sup>46</sup> Lo ideal sería trabajar con una base panel, ya que las estimaciones realizadas con la encuesta de un solo año pueden capturar los problemas del momento; pero no existe otra opción porque no todas las encuestas de la base panel tienen los datos necesarios y porque si se trabajara con la base panel, la muestra se reduciría mucho, llegando a ser no representativa.

<sup>47</sup> Tal y como se mencionó en el capítulo anterior, los ingresos de las zonas rurales pueden estar sesgados por la presencia de problemas de estacionalidad.

<sup>48</sup> Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005) dividen la muestra por sexo y cohortes a la vez, pero no se puede hacer eso en este caso, pues la muestra no es lo suficientemente grande para ello.

**Cuadro 4.1**  
**Variables a utilizar en el modelo**

Características	Variables
<b>Circunstancias</b>	
Origen	Indígena de la Amazona/ quechua o aymara/ negro, mulato o zambo/ mestizo u otro/ caucásico o blanco
Educación de los padres	- Promedio de años de educación de los padres - Diferencia de educación entre los padres
Lugar de residencia	Costa/ Sierra/ Selva/Lima Metropolitana
Lugar de nacimiento	Si nació en Lima Metropolitana
Edad	Edad Edad <sup>2</sup>
<b>Esfuerzos</b>	
Educación del individuo	Años de educación
Categoría ocupacional	Empleado / obrero / patrón e independiente
Tamaño de la empresa en que labora	Micro/ pequeña o mediana/ grande (1/)
Actividad económica en la que se desempeña	Agropecuaria o pesca/ Minería, manufactura, construcción, electricidad, agua o gas / Comercio u otros servicios
Sector en que labora	Público/ Privado (2/)
Migración	Si vive en distrito diferente del que nació

Notas: 1/ El tamaño de empresa se definió de acuerdo al número de trabajadores. Micro: de 1 a 9 trabajadores; pequeña: de 10 a 19; mediana: de 20 a 49; y grande: de 50 a más.

2/ Sector público: Fuerzas armadas, Policía Nacional del Perú (militares, administración pública, y empresa pública. Sector privado: Cooperativa de trabajadores, empresa de servicios especiales (*service*), empresa o patrono privado y otros.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

Por el lado de las “circunstancias” (*C*), las variables utilizadas han sido el origen étnico<sup>49</sup> (*OR*), la educación promedio de los padres (*EP*), la diferencia de educación entre ellos (*ED*), el lugar de residencia (*D*) y de nacimiento (*N*), la edad (*A*) y la edad elevada al cuadrado (*A*<sup>2</sup>). Por los “esfuerzos” (*E*), los años de educación (*S*), categoría ocupacional (*CO*), tamaño de la empresa (*T*), actividad económica (*R*), si labora en el sector público (*PU*) y si vive en un distrito diferente del que nació (*M*).

Un detalle a tomar en cuenta es que si bien la variable edad ha sido tomada como circunstancia, debido a que está fuera del control de los individuos, su impacto como tal puede ser sobreestimado, porque es una variable por cuyos efectos pasan todos los individuos en algún momento de su vida. Por ello, su efecto sería medido de

<sup>49</sup> En este capítulo, se utilizará el origen étnico por las mismas razones que fueron presentadas en el capítulo anterior.

una mejor manera si se usaran los ingresos permanentes y no solo los de un año, como en este caso.<sup>50</sup>

De acuerdo a las variables a mencionadas, el modelo presentado anteriormente, con las ecuaciones (1) y (2), queda especificado de la siguiente manera:

$$\ln(w_i) = \alpha_0 + OR.\alpha_{OR} + EP.\alpha_{EP} + ED.\alpha_{ED} + D.\alpha_D + N.\alpha_N + A.\alpha_A + A^2.\alpha_{A2} + S.\beta_S + CO.\beta_{CO} + T.\beta_T + R.\beta_R + P.\beta_P + M.\beta_M + u_i \quad (5)$$

$$S_i = b_0 + OR.b_{OR} + EP.b_{EP} + ED.b_{ED} + D.b_D + N.b_N + A.b_A \quad (6)$$

$$\Pr(CO = s) = \Pr(U^s = C.d_s + \varphi^s, \forall k \neq s) = P^s(C_i, d) \quad (7)$$

$$\Pr(T = j) = \Pr(U^j = C.m_j + \delta^j, \forall x \neq j) = P^j(C_i, m) \quad (8)$$

$$\Pr(R = q) = \Pr(U^q = C.f_q + \eta^q, \forall z \neq q) = P^q(C_i, f) \quad (9)$$

$$\Pr(M = h) = \Pr(M = 1/OR, EP, ED, D, N, A) = \Pr(\varepsilon > -c'(OR, EP, ED, D, N, A)) \quad (10)$$

$$\Pr(PU = y) = \Pr(PU = 1/OR, EP, ED, D, N, A) = \Pr(\phi > -c'(OR, EP, ED, D, N, A)) \quad (11)$$

La ecuación (5) es la representación específica de los ingresos (1), y las siguientes ((6) a (11)), de las variables de “esfuerzo” explicadas por las “circunstancias” en sus distintas formas. La ecuación (6) es una ecuación lineal de educación. Las ecuaciones (7), (8) y (9) son de categoría ocupacional, tamaño de empresa y actividad económica, respectivamente, y son explicadas con un modelo logit multinomial, por ser variables categóricas. Y, finalmente, las ecuaciones (10) y (11) son de migración y de trabajo en sector público, explicadas con un modelo probit por ser variables dicotómicas.

Lo primero que se hizo para la estimación de los coeficientes  $\alpha$ ,  $\beta$  y  $\mu_i$  fue un “análisis de límites”, pues existía dependencia entre las variables de “esfuerzo” y el error, tal y como se señaló párrafos atrás<sup>51</sup>. Mediante esta técnica, primero se realiza la regresión de ingresos usando los Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), y luego, para eliminar el sesgo de los coeficientes  $\beta$ , se genera aleatoriamente un número determinado de coeficientes de correlación entre el error y las variables explicativas. A

<sup>50</sup> Líneas atrás se mencionan las razones por las que no se puede usar una base de datos de más de un año.

<sup>51</sup> Otra manera de corregir el sesgo de los coeficientes es mediante el uso de variables instrumentales. Pero si se escoge una de las que se suelen usar en estos casos, como aquellas que representan la condición socioeconómica de la familia (Leite 2005, Lam y Schoeni 1993), se estarían incluyendo variables de “circunstancias” como instrumento, haciéndose imposible separar el efecto de éstas con las de “esfuerzo”.



partir de ellos, se estima el sesgo de los coeficientes calculados por MCO, y con ellos se hallan los nuevos coeficientes a usar en las siguientes estimaciones<sup>52</sup>.

Luego, era necesario regresionar todas aquellas variables que representan los “esfuerzos” del individuo, explicándolos por las “circunstancias”. Para ello, se usaron las ecuaciones (6), (7), (8), (9), (10) y (11). Así, se estimó a través de los MCO en el caso de años de educación, modelos probit para las variables dicotómicas (sector público y migración), y logit multinomial para las categóricas (categoría ocupacional, tamaño de empresa y actividad económica). Con estas regresiones se estiman todos los coeficientes y errores de cada una de esas regresiones<sup>53</sup>.

Una vez que se tienen estimados todos los coeficientes y residuos necesarios, se hizo una simulación Monte Carlo de 1000 repeticiones para calcular las nuevas distribuciones de ingresos (ecuaciones (3) y (4) del modelo explicado líneas arriba), en las que las “circunstancias” son iguales. Y con estas nuevas distribuciones se calculan los correspondientes indicadores de desigualdad (Gini y Theil) que serán comparados con la distribución de ingresos observada.

### ***Algunas limitaciones***

Conviene indicar algunas limitaciones de esta estrategia. En primer lugar, el análisis empírico se concentra en las zonas urbanas. Se optó por descartar las observaciones provenientes de las zonas rurales debido a que los problemas de error de medición se acentúan con su inclusión en las regresiones y las simulaciones realizadas. Además, debido al tamaño reducido de la muestra, no fue posible realizar un análisis detallado del comportamiento de cohortes quinquenales de acuerdo al género, lo cual impide que parte interesante de la historia que se pretendía evaluar se pierda. Habrá que esperar hasta la disposición de bases de datos más grandes a fin de obtener resultados más precisos y detallados respecto a la extensión de la desigualdad de oportunidades en el país y su evolución. Finalmente, aunque uno de los objetivos es evaluar la contribución de la responsabilidad individual sobre la desigualdad del ingreso, la imposibilidad de controlar las variables de “esfuerzo”

---

<sup>52</sup> Para ver con más detalle en qué consiste el análisis de límites, ver Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005).

<sup>53</sup> En el caso de los modelos probit y logit multinomial, los residuos actuales no son observados, y por ello se deben estimar pseudos-residuos que deben ser simulados a partir de una distribución uniforme aleatoria. Si se requiere más detalle al respecto, ver el anexo D. Se agradece a Fabian Bornhorst por su ayuda en la estimación de los residuos del logit multinomial.

destacadas por la literatura debido a su naturaleza no observable, obliga a interpretar los resultados de la descomposiciones toda vez que dicha contribución forma parte de un componente residual que incluye además error de medición y “circunstancias” no observables. Ciertamente, una solución de esta naturaleza no está exenta de controversias.

## **4.2 Resultados obtenidos**

A continuación se presentan los resultados obtenidos de todas las estimaciones sugeridas en la sección anterior. Antes de entrar a discutir en detalle los mismos, en el cuadro D.1 del Anexo se presenta información relevante respecto a las características de la muestra utilizada en esta sección del estudio. Un detalle interesante que emerge de este análisis preliminar es la alta proporción de personas que migraron. Tanto en la muestra dividida según el sexo como en la organizada por cohortes, tenemos que cerca del 70% de las personas tomaron la decisión de migrar. Otras características importantes, como la alta proporción de trabajadores independientes e insertados en micro empresas, han sido ampliamente discutidas en la literatura, por lo que no se ahondará en detalles al respecto.

### ***Determinantes de los ingresos laborales***

Los cuadros D.2 y D.3 reportan, respectivamente, los resultados de nuestras estimaciones de las ecuaciones de ingresos de acuerdo al sexo y cohorte. En cada caso, se presentan tanto los estimados de los coeficientes insesgados como de los sesgados, estos últimos en letra cursiva. Como se observa, los sesgos son –en general- bastante pequeños, ya sea en las diferencias de género como en el análisis de diversas cohortes, razón por la cual es posible usarlos indistintamente. En el caso de las mujeres, no se utilizó el método de corrección de sesgo de selección sugerido por Heckman debido a diversas limitaciones de esta estrategia empírica discutidas en la literatura<sup>54</sup>. Por otro lado, se mantiene la edad y su cuadrado dentro de la especificación de Mincer en el análisis por cohortes debido a que se pretende capturar la heterogeneidad existente en este respecto, toda vez que se ha optado por trabajar con cohortes más grandes a fin de no perder eficiencia en las estimaciones.

---

<sup>54</sup> Como indican Johnston y DiNardo (2001) en su discusión sobre los métodos de corrección de sesgo de selección, no existe consenso en la literatura respecto al valor de estos métodos ni en que contextos son útiles. Para más detalles, ver la sección 13.12 del citado libro.

Se discutirá en primer lugar el rol que ejercen las “circunstancias” sobre los ingresos laborales. Es interesante notar que el origen étnico no tiene impacto sobre los ingresos horarios en el caso de los hombres mientras que sí lo tiene en el caso de las mujeres para algunas categorías étnicas como la indígena y la mestiza. Tomando como referencia a la población blanca o caucásica, las mujeres pertenecientes a estos grupos étnicos tienen ingresos laborales consistentemente bajos. El nivel educativo alcanzado por los padres también funciona como un predictor importante de los ingresos laborales –cerca de 3% de incremento- tanto para el caso de los hombres como el de las mujeres, aunque no ocurre lo mismo con la diferencia de nivel educativo entre los padres, lo cual implica que no existen asimetrías respecto al rol que ejerce la educación de los padres sobre los ingresos. Tampoco tiene un rol relevante el lugar residencia, salvo el caso de la sierra para los hombres, observándose en esta situación un impacto negativo sobre los ingresos laborales en relación a Lima Metropolitana. Finalmente, el haber nacido en la capital solo tiene un efecto significativo en el caso de los hombres.

Cuando concentramos nuestro análisis en las cohortes, se obtienen resultados bastante similares a los anteriores con algunas diferencias que ameritan discusión adicional. En particular, se encuentra que el origen étnico parece ser más relevante en el caso de las cohortes más jóvenes. De hecho, sólo en la cohorte más joven se observa que –a excepción de los afrodescendientes- todas las categorías étnicas tienen un impacto negativo estadísticamente significativo sobre el ingreso. El impacto es más importante en el caso de la educación de los padres, el cual es significativo en todas las cohortes excepto la más antigua. Finalmente, solo en la cohorte más joven tiene una contribución positiva y estadísticamente significativa sobre el ingreso laboral el haber nacido en Lima Metropolitana.

En cuanto a la contribución de las variables de “esfuerzo”, como se esperaba, los años de educación tienen un impacto positivo y estadísticamente significativo, tanto cuando se divide la muestra por género como cuando se analizan las cohortes. En el primer caso, los retornos son más bajos en el caso de las mujeres, con una diferencia de dos puntos porcentuales. En el segundo, los retornos decrecen a medida que nos movemos a las cohortes más jóvenes, pasando de 7.5% en la cohorte más antigua a 5.1% en la cohorte más joven. Este resultado es consistente con el coeficiente negativo usualmente asociado a la edad, aunque en nuestras estimaciones no encontramos un impacto estadísticamente significativo de la misma a través de los cohortes. Este resultado puede deberse al tamaño de la muestra. Cuando tomamos en

cuenta la diferencia de género, encontramos por el contrario que la edad y su cuadrado tienen los signos esperados, siendo estadísticamente significativos en ambos casos.

Las variables que aproximan el status laboral de los individuos son en general estadísticamente significativas y tienen los signos esperados. En el caso de la categoría ocupacional tenemos que los trabajadores independientes y los obreros tienen ingresos laborales consistentemente menores a los empleados, mientras que lo mismo ocurre en aquellos que trabajan en pequeñas y medianas empresas en relación a los que trabajan en empresas grandes cuando consideramos el tamaño del establecimiento<sup>55</sup>. En cuanto al sector ocupacional, trabajar en el sector manufacturero y de servicios implica mayores ingresos laborales en relación al sector agrícola. Finalmente, trabajar en el sector público tiene un efecto negativo sobre el ingreso laboral, aunque solo es estadísticamente significativo para el caso de los hombres.

Por otro lado, la migración tiene un impacto positivo sobre el ingreso aunque solamente tiene significancia estadística en el caso de las mujeres<sup>56</sup>. Nótese que el efecto es importante, dando cuenta de un incremento de 16% en el ingreso. Cuando analizamos las cohortes, encontramos que el efecto sigue siendo importante –entre 9% y 13%- aunque sólo es estadísticamente significativo en el caso de las dos cohortes más jóvenes.

Como comentario final de esta sección, se puede señalar que en general nuestras variables de “esfuerzo” tienden a tener un efecto estadísticamente significativo sobre los ingresos laborales mientras que en el caso de las variables de “circunstancias” los resultados son menos concluyentes.

---

<sup>55</sup> Sin embargo, el efecto no es estadísticamente significativo en el caso de las mujeres cuando se trata de pequeñas y medianas empresas.

<sup>56</sup> Ciertamente, considerar la decisión de migración como una variable de “esfuerzo” es metodológicamente válida si fuera posible identificar en la encuesta el momento del ciclo de vida en el cual dicha decisión fue tomada. En el caso de quienes emigraron debido a la decisión de terceros, como ocurre en el caso de los menores de edad, lo más adecuado sería considerar la migración como una “circunstancia”. Al no contar con la información respecto a si el individuo tomó o no la decisión de migrar, existe una ambigüedad a tomar en cuenta al momento de implementar la estrategia de descomposición. De acuerdo con Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005), ello obliga a interpretar el componente de oportunidades desiguales de la descomposición como un límite inferior sobre la contribución de la desigualdad de oportunidades a la desigualdad de ingresos laborales.

### ***Efecto de las “circunstancias” sobre los “esfuerzos”***

Como se mencionó líneas atrás, las “circunstancias” también tienen impacto sobre los “esfuerzos”. En esta sección se evalúa empíricamente dicho impacto siguiendo el esquema de análisis de acuerdo al género y a la cohorte. En los cuadros D.4 y D.5 presentamos los resultados para el caso de la educación.

Los coeficientes asociados a la educación de los padres brindan luces respecto a la movilidad educativa intergeneracional. Los resultados revelan una persistencia importante de los niveles educativos, aunque bastante menor a los encontrados para el caso de Brasil por Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005). En el caso de los hombres, el coeficiente estimado –que puede interpretarse aquí como un indicador de persistencia educacional con valores ubicados en el rango (0,1)- es de 0.50, mientras que en el caso de las mujeres el mismo asciende a 0.63, revelando con ello que el impacto de la educación de los padres es más importante en el caso de las mujeres. Cuando se evalúa el comportamiento del indicador de persistencia a través de las cohortes, se encuentra una reducción progresiva entre la generación más antigua y la más joven, lo cual se expresa en una caída del indicador de 0.65 a 0.47<sup>57</sup>.

En el caso de las variables de origen étnico, es interesante notar que éstas no ejercen impacto sobre la educación en el caso de los hombres, mientras que, cuando de las mujeres se trata, este impacto es estadísticamente significativo sólo en el caso de aquellas mujeres de origen indígena quechua o aymara. Cuando analizamos las cohortes, se puede apreciar que en la mayoría de los casos los coeficientes no son estadísticamente significativos, por lo que el impacto del origen étnico sobre los niveles educativos alcanzados por los individuos no tiene un patrón consistente a través de las cohortes. Finalmente, en el caso de las demás variables de “circunstancias” consideradas, se tiene que el impacto que ejercen sobre la educación es -en general- estadísticamente significativo y tienen los signos esperados.

Ahora se tratará el efecto de las “circunstancias” sobre las variables que aproximan el status laboral del individuo. Entre los cuadros D.6 y D.15 se presentan los efectos marginales derivados de los coeficientes de los modelos logit multinomial y probit binomial -según sea el caso- de las variables mencionadas.

---

<sup>57</sup> Recuérdese, sin embargo, la limitación señalada en los capítulos II y III respecto a la dificultad de considerar cuestiones de diferencias de calidad en la educación.

En el caso de la variable de tamaño de empresa, el impacto del origen parece no ser relevante para el caso de las mujeres, y sólo algo significativo en el caso de los hombres negros, mulatos o zambos, los cuales tienen mayor probabilidad de trabajar en una microempresa. En las cohortes el efecto del origen tampoco parece ser muy significativo.

La educación de los padres, por otro lado, sí tiene un efecto significativo sobre el tamaño de empresa en que el individuo labora, tanto para el caso de hombres y mujeres como para las cohortes. La variable de educación promedio de los padres resulta ser de gran importancia sobre la probabilidad de un individuo de trabajar en una microempresa en lugar de en una grande. Así, mientras más educación tengan ambos padres en promedio, menor será esta probabilidad. El impacto de la educación de los padres se reduce en el caso de la probabilidad de trabajar en una pequeña o mediana empresa.

El lugar de residencia también parece tener cierto efecto sobre el tamaño de empresa, sobretodo en el caso de las mujeres que no viven en Lima Metropolitana, y los hombres que viven en la sierra. En las cohortes, quienes pertenecen a la cohorte más antigua y viven en la costa o selva tienen más probabilidades de trabajar en una microempresa; y quienes son de la cohorte más joven y viven en un lugar que no sea Lima Metropolitana tienen menores probabilidades de trabajar en una pequeña o mediana empresa. El lugar de nacimiento y la edad, en general, resultan ser no significativas.

En el caso de la variable explicativa de la categoría ocupacional del individuo, estimada también mediante el uso de un modelo logit multinomial, el origen étnico resultó ser no significativo para hombres y mujeres. En el caso de las cohortes, sí resultó tener un efecto significativo, en especial en las cohortes más antiguas. Así, aquellos individuos de origen mestizo tienen menos probabilidad que los de origen blanco de ser obreros o independientes; mientras que los de origen quechua o aymara sí tienen más probabilidades, que los blancos o caucásicos, de ser obreros.

La educación promedio de los padres, no así su diferencia, resulta ser importante tanto para hombres como para mujeres. Así, mientras más educación tengan los padres, existe una menor probabilidad de que los individuos sean obreros, patrones e independientes. En las cohortes, el efecto de la diferencia de educación entre los padres sí resulta significativa, sobretodo para las cohortes más antiguas,

como se podría suponer, dado que con el tiempo las diferencias de educación entre el hombre y la mujer se han ido reduciendo. En el caso de las otras variables de “circunstancias”, éstas resultan ser significativas en algunos casos, pero se puede resaltar que las de menor significancia son la edad y el lugar de nacimiento.

Para el caso del modelo logit multinomial aplicado a la variable de “esfuerzo” de actividad económica, es necesario señalar nuevamente la importancia de la educación de los padres y del lugar de residencia. La educación promedio de los padres resulta ser significativa para el caso de los hombres y de las mujeres, mas sólo para estas últimas la diferencia de educación entre padres es relevante. En el caso de las cohortes, mientras más educados sean los padres menor será la probabilidad de que los individuos trabajen en minería manufactura, construcción y otros, y mayor será la probabilidad de que se dediquen al comercio u otros servicios. Los efectos para cada caso bordean el -0.5% y 1.3%, respectivamente.

Las variables que representan el lugar de residencia resultan ser significativas en todos los casos, y el efecto marginal de vivir en la costa, sierra o selva, frente a los que viven en Lima Metropolitana, es negativo; reduciendo así la posibilidad de que se dediquen a la minería, manufactura, construcción y servicios básicos, o comercio y otros servicios. Esto se puede deber probablemente a que, considerando sólo el área urbana, que es con la que se está trabajando en este documento, Lima Metropolitana concentra a la mayor cantidad de población y que para los sectores mencionados Lima es el centro de sus operaciones. Si se incluyeran en las tablas el efecto de residir en la costa, sierra o selva sobre la probabilidad de trabajar en el sector agropecuario o pesquero, se vería su efecto positivo frente a la residencia en Lima Metropolitana.

Las estimaciones obtenidas mediante el modelo probit para la variable dependiente de sector donde labora el individuo se encontró que resulta significativo tanto para hombres como para mujeres y con efectos positivos muy parecidos, el tener un origen mestizo, una mayor educación promedio de los padres, y el vivir en la costa, sierra o selva. Para las cohortes, es necesario resaltar el efecto de ser mestizo en la probabilidad de trabajar para el sector público. Este efecto es positivo y va disminuyendo en las generaciones más jóvenes. Otro efecto positivo sobre la posibilidad de trabajar en el sector público lo muestra significativamente el vivir en la sierra y en la selva, para algunos casos.

Asimismo, en el caso de los determinantes de la decisión de migrar, las variables que resultan ser significativas son los lugares de nacimiento y de residencia. En casi todos los casos -es decir para los dos sexos y las cohortes, con excepción de una- el haber nacido en Lima Metropolitana tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de migrar a otro distrito, lo cual es de esperarse. El lugar de residencia también resulta ser importante, y es que el vivir en la costa, sierra y selva reduce la probabilidad de que alguien haya migrado de distrito frente a aquellos que viven en Lima Metropolitana. Esto es lógico pues la mayor migración hacia las zonas urbanas ha sido a Lima Metropolitana, antes que otros lugares de la costa, sierra o selva. Finalmente, una variable importante es el efecto de la edad o generacional. Para hombres y mujeres resulta significativo y positivo el tener mayor edad para incrementar la probabilidad de haber migrado de distrito. Y este resultado es confirmado en las regresiones por cohortes, en las que se aprecia como el efecto de haber nacido en Lima Metropolitana y el de vivir en la costa, sierra y selva se van diluyendo conforme las generaciones son más jóvenes.

De este modo, se puede concluir que el efecto de las “circunstancias” sobre los “esfuerzos” es importante dependiendo del “esfuerzo” a explicar. Algo a resaltar es que el origen étnico no resulta ser significativo en muchos casos, mientras que el lugar de residencia y la educación de los padres resultan ser muy importantes en la gran mayoría. Esto probablemente se deba a la relación que existe entre el origen étnico y la educación de los padres, ya que la primera incide sobre la segunda, y esto altera el efecto observado en las regresiones de estas variables sobre los “esfuerzos”. Por otro lado, la diferencia de efectos a través de las generaciones resulta más visible que aquel entre hombres y mujeres.

### ***Efecto de las “circunstancias” sobre la desigualdad de ingresos laborales***

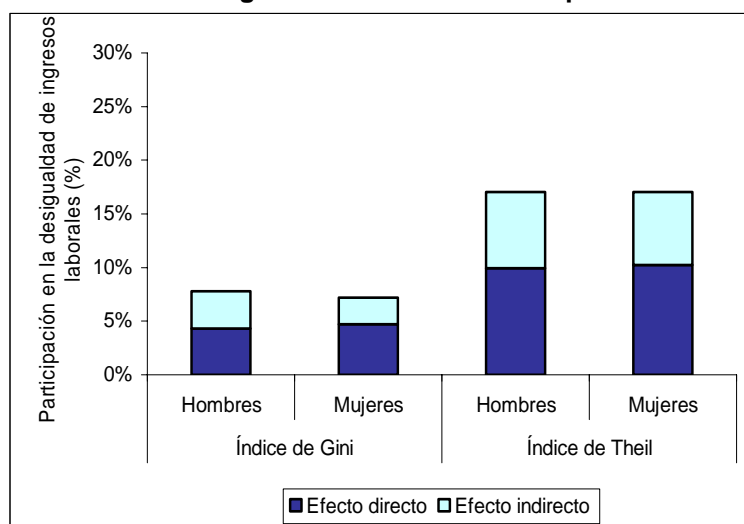
Con los coeficientes y residuos estimados a partir de las regresiones de ingresos y de las de las variables de “esfuerzo” explicadas por las “circunstancias”, fue posible hallar las nuevas distribuciones de ingresos con “circunstancias” iguales para todos los individuos (ecuaciones (3) y (4)) usando el análisis de límites. Con estas distribuciones de ingresos se hallaron los índices de Gini y Theil para los tres casos (efecto directo, indirecto y total), cuyos límites superior e inferior y valores medios se pueden apreciar en los cuadros D.16 y D.17 del anexo. A partir de los valores



promedio de estos índices se estimaron la contribución directa, indirecta y total de las “circunstancias” en la desigualdad de ingresos laborales.<sup>58</sup>

Comenzando por el análisis por sexo, los índices de desigualdad observados (Cuadro D.16) muestran que ésta es mayor entre las mujeres. Esto probablemente se debe a que la gran mayoría, y en mayor nivel que los hombres, se dedica a actividades comerciales u otros servicios (83.4%), son patronos o independientes (65.8%) o trabajan en microempresas (75.2%); lo cual indica que sus condiciones remunerativas son mucho menores frente un pequeño grupo que se concentra en las actividades de mayores remuneraciones, como minería, manufactura y otros (10%), empresas más grandes, etc.

**Gráfico 4.1**  
**Efectos de igualar las circunstancias por sexo**



Nota: 1/ Las estimaciones de los efectos directo, indirecto y total han sido obtenidos a través de simulaciones Monte Carlo de 1000 repeticiones.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

Los resultados de igualar las oportunidades se presentan en el gráfico 4.1. Lo que se puede apreciar, en primer lugar, es que el efecto total de las “circunstancias” observadas (ET en el cuadro D.16 del Anexo) gira en torno al 7.5% en el caso del coeficiente de Gini, y al 17% para el índice de Theil. Ello quiere decir que dichos

<sup>58</sup> El cálculo de la participación directa se hizo mediante la siguiente fórmula:  $P^{ED} = \frac{I(w) - I(w^{ED})}{I(w)}$ , donde  $I(x)$  es el indicador de desigualdad medio de la distribución de ingresos  $x$ . De igual manera se estimó la participación total, usando la siguiente ecuación:  $P^{ET} = \frac{I(w) - I(w^{ET})}{I(w)}$ . Para hallar de la participación indirecta, se restó la participación total menos la directa.

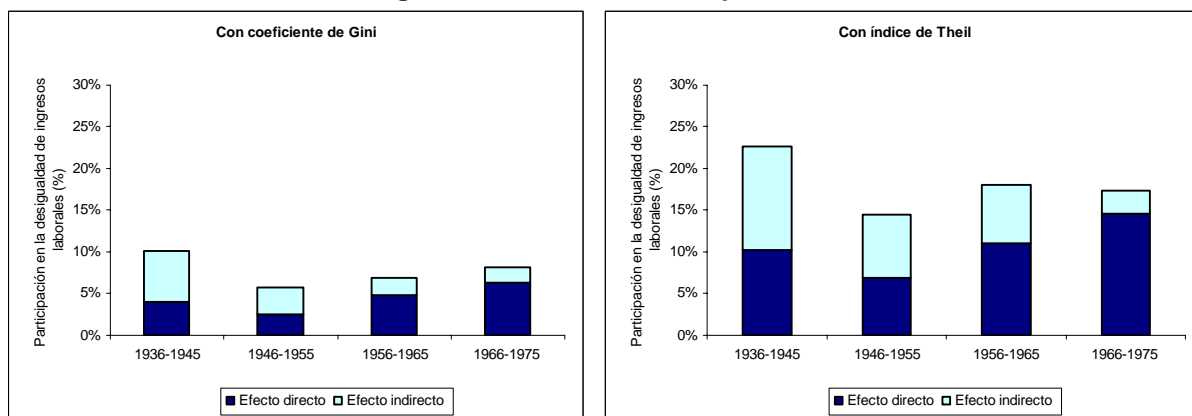
porcentajes se deben a la desigualdad de oportunidades, y parecen no haber diferencias significativas entre hombres y mujeres.

Por otro lado, esta contribución total de las “circunstancias” se puede descomponer en directa e indirecta. El efecto directo de las “circunstancias” sobre la desigualdad es de aproximadamente 4% en el coeficiente de Gini y 10% en el índice de Theil. De la diferencia entre el efecto total y el directo (ET-ED) resulta la contribución indirecta (EI), la cual se ubica alrededor de un 3% para el coeficiente de Gini y 7% para el índice de Theil. Tanto para los hombres como para las mujeres, el efecto directo de las oportunidades sobre la desigualdad resulta ser mayor que el indirecto. La única diferencia entre hombres y mujeres es que la contribución directa es ligeramente mayor para ellas, mientras que la indirecta es algo mayor para ellos (para los dos índices calculados).

Si se analizan los índices de desigualdad observados por cohortes, éstos parecen no tener una “tendencia” clara de generación en generación. Para el caso del coeficiente de Gini, el indicador promedia el valor 0.59, mientras que para el índice de Theil, 0.77.

En cuanto a los efectos de igualar las oportunidades, tal y como se presenta en el gráfico 4.2, la contribución total de las “circunstancias” era grande en la cohorte más antigua (10% según el coeficiente de Gini y 22.6% según el índice de Theil), luego se produce una caída en la siguiente cohorte (a 5.8% y 14.5% respectivamente), y después se observa nuevamente una tendencia creciente.

**Gráfico 4.2**  
**Efectos de igualar las circunstancias por cohortes**



Nota: 1/ Las estimaciones de los efectos directo, indirecto y total han sido obtenidos a través de simulaciones Monte Carlo de 1000 repeticiones.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

Al igual que la contribución total, el efecto directo de las “circunstancias” observables parece tener la misma tendencia a través de las generaciones. Comienza con un 4% de contribución directa en el caso del Gini y 10% en el del Theil para la cohorte nacida de 1936 a 1945; y en la siguiente cohorte éstas caen a 2.5% y 6.9%, respectivamente, pero en los siguientes grupos etáreos vuelve a mostrar una tendencia creciente.

Con respecto a la contribución indirecta en las cohortes, los resultados muestran que ésta se reduce conforme las generaciones se hacen más jóvenes. Así, en el caso del coeficiente de Gini, se observa que este pasó de ser 6% en la cohorte más antigua a 1.9% en la más joven. En el caso del índice de Theil, se encuentra que este pasó de 12.4% a 2.8%. Un punto adicional a resaltar es que el efecto indirecto es mayor que el directo en las cohortes mayores, pero ésta diferencia se va revirtiendo, de generación en generación, llegando a ser el efecto directo mucho mayor que el indirecto para el grupo más joven. Esto puede indicar, que para las personas mayores las “circunstancias” han determinado en gran magnitud el esfuerzo que dedicarían en educación o en si migraban o no, por ejemplo; pero, para los jóvenes esto implica que su “esfuerzo” no está condicionado de manera relevante a sus “circunstancias”.

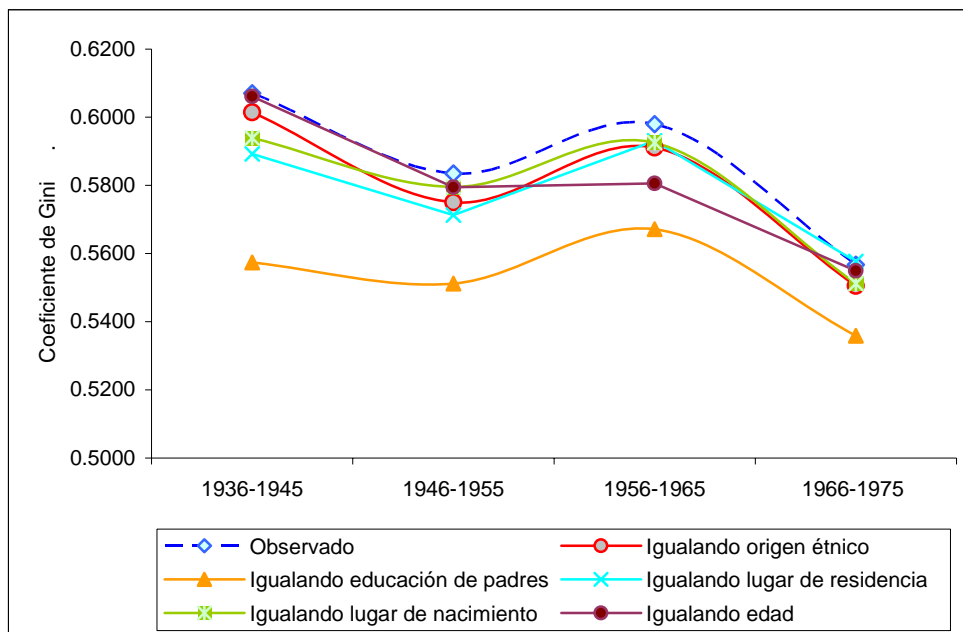
El hecho de que los efectos indirectos pierdan relevancia frente a los directos, puede deberse a que las “circunstancias” observables no son importantes en la determinación de los “esfuerzos” o bien porque los “esfuerzos” no son relevantes en la explicación de los ingresos laborales. Tal y como se puede apreciar en los cuadros D.2 y D.3 del Anexo, los “esfuerzos” (educación, aquellas variables de status laboral y migración) resultan ser en su mayoría significativos y tienen un efecto importante sobre los ingresos por hora trabajada, por lo que esta última hipótesis es menos sostenible. Entonces, tal y como lo señalan Bourguignon et al (2005), es posible que las “circunstancias” observables no expliquen una fracción importante de la variabilidad de los “esfuerzos” observables. Sin embargo, es preciso no descartar el hecho de que es posible que “circunstancias” no observables puedan estar dando cuenta de una larga proporción de la varianza en los términos de error asociados a los modelos de determinación de las variables de “esfuerzo”. A fin de dar cuenta de esta observación, se presenta una simulación adicional en la cual se trata a las variables de “esfuerzo” observables como si fueran explicadas exclusivamente por las “circunstancias”. Con ello será posible evaluar cuál sería la contribución de las “circunstancias” si es que éstas determinaran completamente los “esfuerzos”- por

ejemplo, si el nivel de estudios alcanzado hubiera sido totalmente determinado por una decisión ubicada más allá del control del individuo.

Para el cálculo de esta contribución, se estimó primero una nueva distribución de ingresos igualando sólo los “esfuerzos” determinados exclusivamente por las “circunstancias”. Con estos ingresos, se obtuvieron índices de desigualdad, utilizando el mismo método de los casos anteriores, y luego se halló su participación en la desigualdad (EE en el Cuadro D.17). Si se compara la contribución obtenida de igualar los “esfuerzos”, como si estuvieran 100% determinados por las “circunstancias”, con el efecto indirecto de igualar las “circunstancias”; el primero resulta ser mayor que el segundo, como es de esperarse, y además presenta la misma “tendencia” de descenso de las cohortes mayores a menores. Esa diferencia señalada cubre el impacto de las “circunstancias” no observables (aquellas que no se pudo incluir en el modelo por no existir datos para representarlas) a través de los “esfuerzos”, y el impacto directo de éstos últimos sobre la desigualdad. Como se puede apreciar, la diferencia no es muy amplia, lo cual indica que la relevancia de las “circunstancias” no observables sobre los “esfuerzos” parece no ser muy grande en relación al impacto que ejercen las “circunstancias” observables.

Antes de concluir esta sección, es necesario discutir el rol de cada “circunstancia” sobre los resultados presentados líneas arriba. Para este propósito se tomó cada variable de “circunstancia” y se simuló su efecto sobre la desigualdad total si es que esta se igualase para todos los individuos en su valor medio, pero controlando a su vez por todas las otras “circunstancias” a las cuales se les asignó su valor observado. En el Grafico 4.3 se presentan los resultados de las simulaciones realizadas bajo esta lógica.

**Gráfico 4.3**  
**Efecto total de igualar cada circunstancia sobre la desigualdad por cohortes**  
**(Coeficiente de Gini)**



Nota: 1/ La estimación del efecto total ha sido obtenida a través de simulaciones Monte Carlo de 1000 repeticiones.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

De los resultados, es claro que es la educación de los padres la variable más importante en la determinación de la desigualdad. Ello no implica, sin embargo, que su contribución sea significativa. Así, la eliminación de la desigualdad debida a esta variable de “circunstancia” reduce en sólo 5 puntos porcentuales el coeficiente de Gini en la generación más antigua y apenas 2 puntos porcentuales en la más joven. En el caso de las demás variables de “circunstancias” consideradas el impacto es mucho menor cuando no despreciable. Nótese que ello es cierto inclusive para el origen étnico, variable que –en el caso de ser igualada entre los individuos- no da cuenta de más un punto porcentual de reducción en el coeficiente de Gini.

De acuerdo con estos hallazgos, el diseño de políticas públicas orientadas a ampliar las oportunidades de los sectores menos aventajados de la sociedad peruana debería concentrarse fundamentalmente en la implementación de mecanismos que permitan reducir el impacto que tiene la educación del padre sobre el nivel educativo de los niños. Esto último es mucho más relevante en el caso de las mujeres.

### 4.3 Reflexiones Finales

En este capítulo se evaluó empíricamente la contribución de las “circunstancias” y los “esfuerzos” en la explicación de la desigualdad distributiva para el caso peruano. Los resultados de las ecuaciones de determinación de los ingresos laborales muestran claramente que los coeficientes asociados a las “circunstancias” observables utilizadas en la especificación econométrica son, en la mayoría de los casos, estadísticamente significativos y revelan un impacto importante sobre los ingresos laborales, siendo la educación de los padres uno de los determinantes más relevantes en esa dirección. Así, cada año adicional de educación de los padres implica un incremento del 3% en los ingresos de los hijos. Por otro lado, el origen étnico no parece ser relevante en el caso de los hombres mientras que ejerce un impacto importante en el caso de las mujeres indígenas y mestizas. Aunque mayor investigación debe hacerse en el futuro, este resultado sugiere en principio que el rol tradicionalmente asignado en la literatura al origen étnico como determinante de la desigualdad amerita ser revisado en el caso de los hombres. En el caso de las mujeres, señala un espacio de acción importante para las políticas públicas orientadas a mejorar las oportunidades de los sectores excluidos.

Mediante el uso de simulaciones microeconómicas, se estimó en cuánto se modificarían los indicadores de desigualdad utilizados en el caso de que las “circunstancias” fuesen las mismas para todos los individuos. Los resultados muestran reducciones pequeñas de los coeficientes de desigualdad. Así por ejemplo, el coeficiente de Gini se reduce sólo en 4 puntos porcentuales tanto en el caso de los hombres como en el de las mujeres luego de que la igualación de las “circunstancias” observables es realizada. Con ello, al menos 7% de la desigualdad de los ingresos laborales en el caso del coeficiente de Gini, y 17% en el caso del índice de Theil, es producto de la desigualdad de oportunidades.

Dado que el componente residual de la descomposición -alrededor del 93% en el caso del índice de Gini y 83% en el caso del índice de Theil- incluye también “circunstancias” no observables y elementos aleatorios, no es posible considerar que la contribución de las variables de “esfuerzo” se corresponde totalmente con dicho componente residual. Ciertamente, tal y como indican Bourguignon et al (2005), dado que no es posible dar cuenta adecuadamente del rol que ejercen las “circunstancias” no observables sobre la desigualdad es preciso interpretar los resultados anteriores como un límite inferior de la desigualdad de oportunidades, mas aún cuando el término

de error de la ecuación de determinantes de los ingresos da cuenta de una proporción importante del componente residual de la descomposición e incluye, además de diferencias en los retornos de los “esfuerzos” no observables, componentes transitorios del ingreso e indudablemente error de medición.

No obstante ello, se puede considerar que el rol de los “esfuerzos”, tanto observables como no observables sería importante. Aunque no se han encontrado estimaciones para el caso peruano, un estudio de Atkinson et al (1992) encontró que la proporción de los componentes transitorios en la varianza del logaritmo de los ingresos corrientes era de cerca del 30% para el caso de los países desarrollados. Si, suponemos que esto es así también para el caso de países como el Perú, podríamos postular que alrededor de un tercio de la descomposición se debe a elementos aleatorios. Con ello, cerca de la mitad de la descomposición es atribuible tanto a “circunstancias” no observables como a los “esfuerzos”, ya sean estos observables como no observables.

Los resultados de las regresiones indican que los “esfuerzos” observables tienden a ser estadísticamente significativos mientras que no ocurre lo mismo en el caso de las “circunstancias” observables. Adicionalmente, si tomamos en cuenta las variables de “circunstancias” consideradas en este estudio incluyen aquellas resaltadas por la literatura como el origen étnico, la región de residencia y la educación de los padres, entonces es razonable suponer que buena parte del impacto de las “circunstancias” sobre la desigualdad de las oportunidades ya está considerado con la inclusión de estas variables, por lo que la contribución de las “circunstancias” no observables no tendría, por lo menos en teoría, porque ser muy grande. En contra partida, muchas de las variables de “esfuerzo” destacadas por la literatura sobre la justicia distributiva como el talento, la ambición y la predisposición al trabajo duro son difíciles de medir empíricamente siendo por tanto de naturaleza no observable, lo cual implica que una fracción importante de la descomposición podría atribuirse a las variables de “esfuerzo”, ejerciendo dentro de estas un rol relevante los “esfuerzos” no observables. Sin embargo, estas observaciones ameritan de mayor estudio en el futuro.

Un resultado interesante emerge del análisis por cohortes en relación tanto con la dinámica distributiva del país en las últimas décadas como con la evolución de la movilidad social. En el capítulo I se dio cuenta de la existencia de dos visiones contrapuestas respecto a la evolución de la desigualdad; una que afirmaba que la

desigualdad se habría acentuado en el transcurso de las últimas décadas, representada básicamente por los trabajos de Figueroa, y otra que, por el contrario, afirma que lo que habría ocurrido es una reducción de la misma según los trabajos de Escobal, Saavedra y Torero. Los resultados obtenidos en este estudio brindan una mirada alternativa a estas dos visiones contrapuestas, tanto porque la variable de interés es la desigualdad de oportunidades en vez de la desigualdad total, como por la descripción de la evolución distributiva del país<sup>59</sup>.

De acuerdo con los hallazgos descritos líneas arriba, la desigualdad de oportunidades como proporción de la desigualdad total cayó entre la primera y segunda cohorte para luego mostrar una tendencia creciente independientemente del indicador de desigualdad utilizado. Estos resultados contradicen los hallazgos de Escobal, Saavedra y Torero, quienes –explícita e implícitamente- asocian la reducción de la desigualdad total con una mejora en las oportunidades. Asimismo, contradicen también los resultados de Figueroa.

Una interpretación posible de estos resultados tiene que ver con las transformaciones ocurridas en el mercado laboral en las últimas décadas. Así, las primeras dos cohortes se insertaron en el mercado laboral entre las décadas del 50 y 70, caracterizadas por un proceso de crecimiento y expansión económica bajo un intento de industrialización alentado por el Estado. En ese marco, hubo progreso distributivo entendido aquí como una reducción del peso de las circunstancias sobre la desigualdad. Sin embargo dicho proceso se revierte en el caso de las cohortes que se insertaron en el mercado laboral entre las décadas del 80 y 90, caracterizadas primero por una aguda y persistente crisis económica y luego por un proceso radical de reformas liberales que implicaron una progresiva flexibilización y desregulación del mercado laboral, las mismas que derivaron en agudo proceso de precarización del empleo. En este contexto, el peso de las “circunstancias” se hizo relativamente más importante que en el caso de las cohortes anteriores. De esta manera, la mala gestión económica y el proceso de reformas que le siguieron, significaron un quiebre con la tendencia decreciente de la desigualdad de oportunidades en el caso de las generaciones anteriores.

---

<sup>59</sup> Aunque evaluar la evolución de la desigualdad a través de las cohortes de edad en un mismo periodo no es equivalente a seguir su comportamiento en distintos momentos del tiempo, es posible dar una idea de la dinámica distributiva a partir de la primera aproximación, más aún cuando es de interés vincular estos resultados con una perspectiva que le conceda importancia a la movilidad social.



Esta interpretación se ve reforzada por el comportamiento del efecto indirecto de la descomposición. Así, mientras que el efecto total muestra la evolución indicada líneas arriba, el efecto indirecto por el contrario tiene una tendencia decreciente a través de las cohortes. Esto significa que el impacto de las “circunstancias” sobre los “esfuerzos” se ha ido diluyendo. El logro educativo de un trabajador de la cohorte más joven dependió mucho menos de sus “circunstancias” en comparación a lo que ocurrió con los trabajadores de la cohorte más antigua. Esta reducción progresiva del efecto indirecto, en un contexto de incremento del efecto total, da sustento a una caracterización de las últimas décadas como un proceso de movilidad social frustrado, puesto que se observa una reducción del impacto de las “circunstancias” sobre los “esfuerzos” a la par de un incremento en el impacto de las “circunstancias” sobre los ingresos laborales. Así por ejemplo, mientras que las “circunstancias” pierden relevancia como determinante del logro educativo de las personas, su relevancia como determinante de los ingresos habría aumentado. Este resultado es consistente con las hipótesis que indican que las oportunidades laborales dependerían más de la pertenencia a ciertas redes sociales que al logro educativo *per se*, un punto que amerita de mayor investigación en el futuro.

Los resultados anteriores son consistentes con los hallazgos de Benavides (2002). En particular, dicho autor encuentra que la expansión educativa, el proceso de modernización y la urbanización no derivaron en mayores niveles de movilidad y fluidez entre generaciones como se hubiese esperado. Por el contrario, hubo procesos de alta movilidad entre franjas intermedias dentro de una estructura social que no sufrió de modificaciones sustanciales, en donde las posiciones extremas mantuvieron sus distancias inalteradas. Aunque la estrategia empírica aquí utilizada no nos permite evaluar la dinámica observada entre grupos sociales, la reducción del efecto indirecto en un contexto de incremento del efecto total es perfectamente compatible con la interpretación esbozada por este autor.

### Conclusiones y recomendaciones de política

A lo largo de este estudio, se ha discutido la visión tradicional sobre el problema distributivo en el Perú, tal y como aparece en la literatura dominante sobre el tema. De partida, se hizo hincapié en la limitación existente en dicha literatura al asumir implícitamente que toda la desigualdad del ingreso observada era el resultado de factores que hemos denominado “circunstancias”, siguiendo la literatura moderna sobre justicia distributiva. De este modo, una mejor aproximación consistiría en reconocer que existe un margen para variables de “esfuerzo” como la predisposición para asumir riesgos, el trabajo duro y el talento en la explicación de la dinámica distributiva del país. Ciertamente, en la literatura sociológica y en propuestas como las de Hernando de Soto, existe un reconocimiento explícito al rol ejercido por estos factores sobre la desigualdad del ingreso y movilidad social, aunque no se disponía de forma alguna para evaluar ello empíricamente. Con este estudio, se pretende dar los primeros pasos en esta dirección dentro de la literatura distributiva para el caso peruano. Esto es, se procura aproximar empíricamente a la medición de la desigualdad de oportunidades y el impacto que ésta ejerce sobre la movilidad social.

Mediante el uso de diversas técnicas microeconómicas, se ha sometido a revisión muchas de las afirmaciones comunes respecto a la naturaleza del problema distributivo en el Perú. Siendo el origen étnico una de las variables a las que la literatura ha concedido enorme importancia a la hora de explicar las brechas en términos de bienestar observadas en el país, hemos concentrado nuestros esfuerzos a estudiar con mayor detalle su impacto. De acuerdo con los resultados, son las desigualdades al interior de cada grupo étnico el factor más importante a la hora de explicar la desigualdad total observada. Así, apenas el 9% de la desigualdad total se explica por diferencias entre grupos étnicos, mientras que las diferencias regionales y de nivel educativo son más importantes en esa dirección. Por otro lado, en el caso de la movilidad social, se encontró que el origen étnico tiene un rol importante en el logro educativo –variable con la cual aproximamos la movilidad social en este estudio- pero parece que dicho impacto dejará de ser relevante en el futuro. De este modo, en las estimaciones de movilidad educativa esperada, la contribución del origen étnico en la explicación de variación total de la brecha educativa tiene una magnitud despreciable, además de no ser estadísticamente significativa. Ambos resultados implican un

incremento en los niveles de movilidad social en un marco en donde las diferencias étnicas pierden progresivamente influencia sobre el logro educativo de los individuos.

A fin de evaluar la desigualdad de oportunidades en el país, se utilizó la estrategia de descomposición econométrica sugerida por Bourguignon et al (2005). La extensión de la inequidad de oportunidades en el Perú es significativa, de acuerdo con los resultados a los que arribamos en este estudio. A diferencia de estudios anteriores para el caso peruano, el enfoque utilizado permite descomponer el impacto de las variables de “circunstancia” y “esfuerzo” sobre la desigualdad. Bajo esta estrategia, se estimó el impacto de las “circunstancias” tanto directamente sobre los ingresos laborales como indirectamente sobre las variables que aproximan los “esfuerzos”. A fin de dar cuenta de los problemas de endogenidad indicados en el texto, se utilizó un análisis de límites de los coeficientes insesgados construidos a partir de simulaciones de Monte-Carlo.

Los resultados del análisis realizado muestran que la desigualdad de oportunidades da cuenta de cerca de un quinto de la desigualdad total medida a través del índice de Theil. Debido a los problemas mencionados para aproximar adecuadamente las “circunstancias” no observables, este resultado debe ser interpretado como un límite inferior de dicha desigualdad. La educación de los padres aparece como la “circunstancia” más importante en la determinación de los ingresos laborales, mientras que el origen étnico parece ser relevante básicamente en el caso de las mujeres. Cuando se analiza el impacto de las “circunstancias” sobre los ingresos, se encuentra que alrededor del 55% de este impacto se debe al efecto directo. Así, el efecto indirecto de las “circunstancias” sobre los “esfuerzos” tiene una participación importante en la explicación de la desigualdad de ingresos laborales.

Aunque no es posible obtener una estimación precisa respecto al rol de las variables de “esfuerzos” que aproximan la responsabilidad individual sobre los ingresos laborales, existen razones para suponer que su contribución sería importante. Luego de descontar el impacto de las “circunstancias” observables y el error de medición, cerca del 50% de la descomposición es explicada por las “circunstancias” no observables y los “esfuerzos” observables y no observables. Dado que se consideraron las variables de “circunstancias” resaltadas por la literatura, es de esperarse que buena parte del impacto de estas variables sobre la desigualdad de ingreso ya haya sido considerado, con lo cual la contribución de las “circunstancias” no observables no debería de ser sustancial. Por otro lado, buena parte de las variables

de “esfuerzo” señaladas por la literatura son de naturaleza no observable, por lo que es de esperarse que una parte significativa del componente residual este explicado por estas. No obstante nuestras suposiciones, mayor trabajo empírico ha de realizarse a fin de evaluar con mayor detalle el rol de la responsabilidad individual sobre la desigualdad del ingreso.

A partir del análisis de cohortes, es posible construir una interpretación alternativa respecto a la evolución de la desigualdad en las últimas décadas que contradice tanto los argumentos de Figueroa respecto a que la desigualdad habría aumentado como los de Escobal, Saavedra y Torero quienes indican que esta se habría reducido. La interpretación de la evolución de la desigualdad que se desprende de este trabajo, indica que la desigualdad de oportunidades cayó entre las generaciones que se insertaron al mercado laboral entre las décadas del 60 y 70, para luego aumentar entre las generaciones que lo hicieron entre las décadas del 80 y 90. Este comportamiento de la desigualdad de oportunidades se dio conjuntamente con una reducción significativa del efecto indirecto, lo cual implica que las “circunstancias” perdieron progresivamente importancia a la hora de determinar los “esfuerzos” de las personas. Por esta razón, dicho proceso puede caracterizarse como de movilidad social frustrada, puesto que la crisis económica y las transformaciones asociadas a las reformas liberales impidieron que la reducción encontrada en el impacto de las “circunstancias” sobre los “esfuerzos” se encuentre asociada con una reducción progresiva del efecto total. Esta interpretación es compatible con los hallazgos de Benavides (2002).

Las implicancias para las políticas públicas de estos hallazgos son importantes. Una primera implicancia de política se relaciona con el impacto de la educación de los padres sobre el ingreso laboral de los hijos. En general, políticas destinadas a aminorar el impacto del origen familiar son necesarias, a pesar que –como hemos discutido ya- el efecto indirecto muestre una tendencia decreciente a través de las cohortes. Nótese que la educación aparece dentro de estos resultados como un instrumento imperfecto a fin de explicar la movilidad social, sugiriendo con ello que las oportunidades laborales dependerían más de la pertenencia a ciertas redes sociales. Mejoras sustantivas en la calidad de la educación son necesarias en esa dirección.

Por otro lado, especial atención merece el caso de las mujeres de origen indígenas. El peso de las “circunstancias” es fundamental en este grupo. Esto lleva a sugerir que las políticas de reducción de la pobreza y ampliación de oportunidades

vigentes dirigidas a grupos altamente vulnerables como este deben ir más allá de la visión formal de igualdad de oportunidades que manejan. Por esta razón es fundamental avanzar en la introducción de reformas institucionales que mejoren el acceso de los grupos menos aventajados de la sociedad a las “instituciones básicas”.

La mejora en la distribución de medios que facilitan el logro de bienestar y el desarrollo humano es una condición necesaria para aprovechar las oportunidades que devienen de la integración económica y promover el desarrollo económico del país. De ahí que sea preciso ir mas allá de la igualdad de oportunidades, puesto que asegurar condiciones de igualdad de oportunidades en la distribución de las ventajas que emergen de la cooperación social no nos asegura necesariamente la reducción de las desigualdades que caracterizan a nuestra sociedad. Como señala Arnerson (2002a), un enfoque de igualdad de oportunidades no nos dice nada respecto a la *moralidad* de una determinada estructura social, sino más bien se concentra en asegurar que, dada una jerarquía social determinada, todos los individuos tengan las mismas oportunidades para ocupar las posiciones de jerarquía. Así, en sociedades como la nuestra, es preciso pensar en reformas institucionales que avancen progresivamente en la construcción de una estructura social moralmente aceptable a la par que promueven la igualdad de oportunidades dentro de esa estructura. Ello exige mayor compromiso de parte de diversos actores a fin de articular arreglos institucionales que hagan sostenible lo anterior.

En esa dirección es fundamental reformar sustancialmente las políticas públicas de reducción de la pobreza a fin de promover efectivamente la igualdad de oportunidades. Ello requerirá, entre otras cosas, ampliar sustantivamente nuestro foco de atención y dar mayor relevancia a políticas orientadas a mejorar los activos de los más pobres; generar condiciones para el ejercicio de su voz, e implementar mecanismos de acción afirmativa. Asimismo, ello exigirá prestar mayor atención a las condiciones de vida de los grupos vulnerables y avanzar en el diseño de estrategias y políticas que tomen en cuenta sus necesidades particulares. No basta con eliminar las barreras que impidan el acceso de los menos aventajados a los programas sociales, sino que es preciso crear condiciones para que estos sectores tengan la capacidad de demandar los bienes y servicios que estos programas ofertan y puedan a su vez transformarlos en bienestar. Así, el reto de las políticas públicas de reducción de la pobreza es ir más allá de la estricta igualdad de oportunidades.

El reto de las políticas públicas radica entonces en ir más allá de la visión convencional que se concentra en la reducción de la pobreza y avanzar hacia un nuevo enfoque que tenga como eje central, no sólo la igualdad, sino también la inclusión social. Ello hace fundamental repensar el contrato social sobre el que se sustenta nuestro esquema de organización social, y darle más espacio a las perspectivas e intereses de los menos aventajados en el mismo. Un nuevo contrato social es preciso a fin de avanzar en la construcción de una sociedad más incluyente y justa.

## Bibliografía

Acemoglu, Daron, Simon Johnson y James Robinson.

2000 The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation. NBER Working Paper N° 7771. Cambridge, Massachusetts, USA.

Acocella, Nicola.

2002 Theories of Justice: Social Conditioning and Personal Responsibility in Roemer's contribution. Mimeo. University of Rome. Roma.

Altamirano, Teofilo; James Copestake, Adolfo Figueroa y Katie Wright.

2003 Poverty Studies in Peru: Towards a More Inclusive Study of Exclusion. Mimeo. University of Bath. Bath, United Kingdom.

Amat, Carlos y Héctor León.

1981 *Distribución del Ingreso Familiar en el Perú*. Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico. Lima.

Anaya, Franco.

1990 *Los Grupos de Poder en el Perú*. Editorial Horizonte. Lima.

Andersen, Lykke.

2001a Social Mobility in Latin America: Links with Adolescent Schooling. Inter-American Development Bank Research Network Working Paper N° 433. Washington DC, USA.

2001b Low Social Mobility in Bolivia: Causes and Consequences for Development. Kiel Working Paper N° 1046. Kiel Institute of World Economics. Kiel, Germany.

Aramburu, Carlos y Carlos Figueroa.

2000 Pobreza y Exclusión Social: Aspectos Metodológicos. En: Enrique Vásquez Huaman (Editor). *El Impacto de la Inversión Social*. Universidad del Pacífico. Lima.

Arneson, Richard.

- 1989 "Equality of Opportunity for Welfare". *Philosophical Studies*, Vol. 56, 77-93.
- 2002a "Equality of Opportunity". *Stanford Encyclopedia of Philosophy*. Disponible en <http://plato.stanford.edu/contents.html>
- 2002b "Egalitarianism". *Stanford Encyclopedia of Philosophy*. Disponible en <http://plato.stanford.edu/contents.html>

Atkinson, Anthony.

- 1970 "On the Measurement of Inequality". *Journal of Economic Theory*, Vol. 2, 244-253.

Atkinson, Anthony; Francois Bourguignon y Christian Morrison.

- 1992 *Empirical Studies of Earnings Mobility*. Harwood Academic Publishers. Philadelphia.

Banco Mundial

- 1999 *Poverty and Social Development in Peru, 1994-1997*. World Bank. Washington DC.

Benavides, Martín.

- 2002 Cuando los Extremos no se Encuentran: Un Análisis de la Movilidad Social y la Igualdad de Oportunidades en el Perú Contemporáneo. En: Javier Herrera (Editor). *Pobreza y desigualdad en el área andina. Elementos para un Nuevo paradigma*. Boletín del Instituto Francés de Estudios Andinos Tomo 31 N° 3. IRD e IFEA. Lima.

Bin Wu, Kin.

- 2001 *Perú. La Educación en una Encrucijada: Retos y Oportunidades para el Siglo XXI*. Estudio del Banco Mundial. Washington DC.

Bornhorst, Fabian

- 2004 How good are ex-ante programme evaluation techniques? The case of school enrolment in PROGRESA. Mimeo. Department of Economics, European University Institute. Florencia.



- Bourguignon, Francois; Francisco Ferreira y Marta Menéndez.  
2005 Inequality of opportunities in Brazil. Discussion Papers N° 133. Instituto Ibero-Americano de Investigaciones Económicas. Georg-August-Universität Gottingen. Gottingen.
- Bourricaud, Francois.  
1967 *Poder y Sociedad en el Perú Contemporáneo*. Editorial Sur. Buenos Aires.
- Bowles, Samuel y Herbert Gintis.  
2002 "The Inheritance of Inequality". *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, N° 3, summer, 3-30.
- Cohen, G.A.  
1989 "On the Currency of Egalitarian Justice". *Ethics*, Vol. 99, 906-944.
- Cuanto.  
1996 *Retrato de la Familia Peruana. Niveles de Vida, 1994*. Instituto Cuanto. Lima.  
2000 Encuesta Nacional de Hogares sobre Medición de Niveles de Vida. Mimeo. Instituto Cuanto. Lima.
- Dahan, Momi y Alejandro Gaviria.  
2001 Sibling Correlations and Social Mobility in Latin America. Office of Chief Economist Working Paper N° 433. Inter-American Development Bank. Washington DC, USA.
- De Ferranti, David, G. Perry, F. Ferreira, M. Walton, D. Coady, W. Cunningham, L. Gasparini, J. Jacobsen, Y. Matsuda, J. Robinson, K. Sokoloff, y Q. Wodon.  
2003 *Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History*. World Bank Latin America and the Caribbean Flagship Report 2004. Washington DC.
- Deaton, Angus.  
1997 *The Analysis of Households Surveys*. The John Hopkins University Press for World Bank. Baltimore.

De Habich, Midori

- 1989 Un Análisis Exploratorio de la Distribución del Ingreso del Perú. Mimeo. Banco Central de Reserva del Perú. Lima.

De Soto, Hernando.

- 1986 *El Otro Sendero: La Revolución Informal*. Editorial El Barranco. Lima, Perú.

Díaz, Juan; Hugo Ñopo, Jaime Saavedra y Máximo Torero.

- 2002 Ethnicity and Access to Education in Urban Peru. Mimeo. GRADE. Lima.

Dworkin, Ronald.

- 1981a "What is Equality? Part 1: Equality of Welfare". *Philosophy and Public Affairs*, Vol. 10, 185-246.
- 1981b "What is Equality? Part 2: Equality of Resources". *Philosophy and Public Affairs*, Vol. 10, 283-345.
- 1993 *Ética Privada e Igualitarismo Político*. Paidós. Barcelona.
- 2000 *Sovereign Virtue*. Harvard University Press. Cambridge, Massachusetts.

Engerman, Stanley y Kenneth Sokoloff.

- 1994 Factor Endowments, Institutions and Differential Paths of Growth among New World Economies: a View from Economic Historians of the United States. NBER Working Paper on Historical Factors in Long Run Growth N° 66. Cambridge, Massachusetts.

Escobal, Javier y Jorge Agüero.

- 1996 Ajuste Macroeconómico y Distribución del Ingreso en el Perú. En: Gilberto Moncada y Richard Webb (Editores). *¿Cómo Estamos? Análisis de la Encuesta de Niveles de Vida*. Instituto Cuanto. Lima.

Escobal, Javier y Máximo Torero.

- 2002 Ethnicity and Access to Credit in Urban Peru. Mimeo. GRADE. Lima.

Escobal, Javier; Jaime Saavedra y Máximo Torero.

- 1999 Los Activos de los Pobres en el Perú. En: Elizabeth Dasso (Coordinadora). *Dialogo sobre Experiencias y Retos en la Lucha contra la Pobreza*. Banco Mundial. Comisión Europea, USAID y Presidencia del Consejo de Ministros. Lima.

Figuerola, Adolfo

- 1974 Estructura del Consumo y Distribución de Ingresos en Lima Metropolitana, 1968-1969. Serie de Estudios Económicos N° 1. CISEPA-PUCP. Lima.
- 1975 Redistribución del Ingreso y de la Propiedad en el Perú: 1968-1973. En: Webb y Figuerola (1975).
- 1982 El Problema Distributivo en Diferentes Contextos Socio-Políticos y Económicos: Perú, 1950-1980. Documento de Trabajo N° 51. PUCP. Lima.
- 1990 De la Distribución de la Crisis a la Crisis de la Distribución: Perú, 1975-90. Documento de Trabajo N° 91. PUCP. Lima.
- 1993 *Crisis Distributiva en el Perú*. Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú. Lima.
- 2001 *Reformas en Sociedades Desiguales: La Experiencia Peruana*. Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú. Lima.
- 2003 *The Sigma Society. A Theory of Economic Development*. Economics Department. Catholic University of Peru. Manuscript, Lima.
- 2004 Economic Elites and Social Networks. Mimeo. Economics Department. PUCP. Lima.

Figuerola, Adolfo; Teofilo Altamirano y Dennis Sulmont

- 1996 *Exclusión Social y Desigualdad en el Perú*. Oficina Regional de la OIT. Lima.

Gargarella, Roberto.

- 1999 *Las Teorías de la Justicia después de Rawls*. Paidós. Barcelona.

Gasparini, Leonardo y Walter Sosa-Escudero.

- 2001 "Assessing Aggregate Welfare: Growth and Inequality in Argentina". *Cuadernos de Economía*, Año 38, Número 113, 49-71.

Glewwe, Paul.

- 1987 The Distribution of Welfare in Peru in 1985-86. LSMS Working Paper N° 42. World Bank. Washington DC.

Glewwe, Paul y Gillette Hall.

- 1992 Poverty and Inequality during Unorthodox Adjustment. The Case of Peru, 1985-90. LSMS Working Paper N° 86. World Bank. Washington DC.

1995 Who is Most Vulnerable to Macroeconomic Shocks? Hypotheses Tests Using Panel Data from Peru. LSMS Working Paper N° 117. World Bank. Washington DC.

Gourieroux, Christian; Alain Monfort, Eric Renault, y Alain Trognon

1987 "Generalized Residuals". *Journal of Econometrics*, N.º 34, 5-32.

Herrera, Javier.

1999 Ajuste Económico, Desigualdad y Movilidad. En: Richard Webb y Moisés Ventocilla (Editores). *Pobreza y Economía Social. Análisis de una encuesta ENNIV-1997*. Instituto Cuanto. Lima.

2001 Poverty Dynamics in Peru, 1997-1999. Document de Travail DT/2001/09. DIAL. Paris.

2002 *La Pobreza en el Perú en el 2001. Una Visión Departamental*. INEI e IRD. Lima.

2003 *Análisis de la pobreza en el Perú 2002 desde la perspectiva de los hogares y las unidades de producción*. IRD – CIPRE. Lima.

2004 La Pobreza en el Perú en el 2003. Mimeo. INEI. Lima.

Hurley, Susan.

1995 "Troubles with Responsibility". *Boston Review*. Vol. 20, April-May. University of Illinois Press.

2001 Roemer on Responsibility and Equality. Mimeo. University of Warwick. Coventry.

Johnston, J. y J. DiNardo.

2001 *Métodos de Econometría*. Ediciones Vicens Vivens. Barcelona.

Kakwani, Nanak.

1986 *Analyzing Redistribution Policies*. The Cambridge University Press. Cambridge.

Kolm, Serge-Christophe.

2001 To Each According to her Work? Just Entitlement from Action: Desert, Merit, Responsibility, and Equal Opportunities. A review of John Roemer's Equality

of Opportunity. IDEP Working Paper N° 01-07. Institut D'Economie Publique. Marsella.

Lam, Daniel y Robert Schoeni

1993 "Effects of family background on earnings and returns to schooling: evidence from Brazil". *Journal of Political Economy*. Vol. 101 (4).

Lambert, Peter.

2001 *The Distribution and Redistribution of Income*. The Manchester University Press. New York.

Leite, Phillippe

2005 Race discrimination or inequality of opportunities: the Brazilian case. Discussion Papers N° 118. Instituto Ibero-Americano de Investigaciones Económicas. Georg-August-Universität Göttingen. Göttingen.

Llórens, José.

2002 Etnicidad y censos: los básicos y sus aplicaciones. En: Javier Herrera (Editor). *Pobreza y desigualdad en el área andina. Elementos para un Nuevo paradigma*. Boletín del Instituto Francés de Estudios Andinos Tomo 31 N° 3. IRD e IFEA. Lima..

Maldonado, Stanislao.

2004a Desarrollo es Equidad: Hacia un Enfoque de Justicia Distributiva para el Desarrollo. Trabajo Ganador del Concurso de Ensayos (categoría Desarrollo Social) convocado por la Organización de Estados Americanos en el marco de la Cumbre Extraordinaria de las Américas de Monterrey, México, 12 y 13 de Enero. Disponible en: [http://www.summit-americas.org/SpecialSummit/CallforEssays/Stanisla0\\_Maldonado.doc](http://www.summit-americas.org/SpecialSummit/CallforEssays/Stanisla0_Maldonado.doc)

2004b "Más allá del Consenso de Washington: La equidad en el Contrato Social importa". *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos*. Tercera Época, Año VIII, N° 24. 69-88. Lima. <http://sisbib.unmsm.edu.pe/bibvirtualdata/publicaciones/economia/24/a04.pdf>

2005 Una Teoría de las Instituciones Básicas: Exclusión Social, Justicia Distributiva y Persistencia del Subdesarrollo en la Región Andina. En Progreso. Centro de Estudios para el Desarrollo y la Participación. Lima.

Malpica, Carlos.

1968 *Los Dueños del Perú*. Ediciones Sociales. Lima.

Matos Mar, José.

1984 *El Desborde Popular y la Crisis del Estado: El Nuevo Rostro del Perú en Década de 1980*. Instituto de Estudios Peruanos. Lima, Perú.

Medina, Andrés.

1996 Pobreza, Crecimiento y Desigualdad: Perú 1991-1994. En: Gilberto Moncada y Richard Webb (Editores). *¿Cómo Estamos? Análisis de la Encuesta de Niveles de Vida*. Instituto Cuanto. Lima.

Mitnik, Oscar.

1999 Notas Docentes sobre Distribución del Ingreso y la Pobreza. Documentos Docentes N° 8. Programa de Postgrado en Economía ILADES/Georgetown University. Santiago de Chile.

Moreno, Martín; Hugo Ñopo, Jaime Saavedra y Máximo Torero.

2004 Gender and Racial Discrimination in Hiring: A Pseudo Audit Study for Three Selected Occupations in Metropolitan Lima. IZA Discussion Paper N° 979. IZA. Bonn.

Moreno-Ternerero, Juan

2004 On Roemer's Equality of Opportunity. Mimeo. Department of Political Science. Yale University. New Haven.

Nozick, Robert.

1990[1974] *Anarquía, Estado y Utopía*. Fondo de Cultura Económica. México D.F.

Ñopo, Hugo; Jaime Saavedra y Máximo Torero.

2002 Ethnicity and Earnings in Urban Peru. Mimeo. GRADE. Lima.

Portes, Alejandro y Kelly Hoffman.

2003 Las Estructuras de Clase en América Latina: Composición y Cambios durante la Época Neoliberal. Serie Políticas Sociales N° 68. CEPAL. Santiago de Chile.

Rawls, John.

1997[1971] *Teoría de la Justicia*. Fondo de Cultura Económica. México D.F.

Rodriguez, José.

1991 "Distribución Salarial y Educación en Lima Metropolitana, 1970-1984". *Economía*, Vol. XIV, Nº 28, Diciembre, 307-343. Departamento de Economía de la PUCP.

1993 "Distribución del Ingreso en el Perú: Una Relectura de las Evidencias". *Revista Peruana de Ciencias Sociales*, Vol. 3, Nº 2, 49-73. FOMCIENCIAS.

Roemer, John.

1995 "Equality and Responsibility". *Boston Review*. Vol. 20, April-May. University of Illinois Press.

1996 *Theories of Distributive Justice*. Harvard University Press. Cambridge.

1998 *Equality of Opportunity*. Harvard University Press. Cambridge.

2000 Equalizing Opportunities for Human Development (in One Country). Technical Paper Series POV-106. Sustainable Development Department. Inter-American Development Bank. Washington, USA.

2001 Defending Equality of Opportunity. Mimeo. Department of Political Science. Yale University. New Haven. Disponible en: <http://pantheon.yale.edu/~jer39/>

Sen, Amartya

1976 "Real National Income". *Review of Economic Studies*, Vol. 43, 19-39.

1983 "Los Bienes y la Gente" *Comercio Exterior*. Vol. 33, Nº 12. México DF: Banco Nacional de Comercio Exterior.

1995 *Nuevo Examen de la Desigualdad*. Alianza Editorial Madrid.

2000 *Desarrollo y Libertad*. Editorial Planeta. Barcelona.

Saavedra, Jaime y Juan José Díaz.

1999 Desigualdad del Ingreso y del Gasto en el Perú antes y después de las Reformas Estructurales. Serie Reformas Económicas Nº 34. CEPAL. Santiago de Chile.

Shorrocks, Anthony.

1984 "Inequality Decomposition by Population Subgroups". *Econometrica*, Vol. 52, 1369-1386.

Solimano, Andrés.

1999 Beyond Unequal Development. An Overview. Policy Research Working Paper N° 2091. World Bank. Washington DC.

Solon, Gary.

2002 "Cross-country Differences in Intergenerational Earnings Mobility". *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, 59-66.

Solow, Robert

1995 "Impractical Solution". *Boston Review*. Vol. 20, April-May. University of Illinois Press.

Torero, Máximo; Jaime Saavedra, Hugo Ñopo y Javier Escobal.

2002 The Economics of Social Exclusion in Peru: An Invisible Wall? Mimeo. GRADE. Lima.

Webb, Richard

1975 Políticas Gubernamentales y Distribución del Ingreso en el Perú: 1961-1971. En: Webb y Figueroa (1975).

Webb, Richard y Adolfo Figueroa.

1975 *La Distribución del Ingreso en el Perú*. Instituto de Estudios Peruanos. Lima.

Wolfson, Micheal.

1997 Divergent Inequalities-Theory and Empirical Results. Research Paper Series N° 66. Analytical Studies Branch, Statistics Canada. Ottawa.

Zynda, Lyle.

2001 *Introduction to Political Philosophy*. Lectures Notes. Department Philosophy. Indiana University at South Bend. South Bend, Indiana.



## Anexo A

**Cuadro A.1**  
**Desigualdad del Ingreso, Gasto y Riqueza en el Perú: 1961-2003**

Periodo	Estudio	Fuente de información	Variable de análisis	Ámbito	Coefficiente de Gini
1961	Webb (1977)	Combinación de Fuentes	Ingreso total	Perú	0.58
1961	INP	Combinación de Fuentes	Ingreso total	Perú	0.62
1968-69	Figueroa (1974)	Encuesta de Presupuestos Familiares de CISEPA	Ingreso total	Lima Metropolitana	0.48
1971-72	Amat y León (1981)	Encuesta Nacional de Medición de Consumo Alimentario (ENCA)	Ingreso total	Perú	0.55
				Lima Metropolitana	0.43
				Grandes Ciudades	0.46
				Centros Poblados	0.49
				Rural	0.56
1970-84	Rodríguez (1991)	Encuesta de Hogares del Ministerio de Trabajo (1970-1984)	Ingreso laboral (Hombres que trabajan 20 horas o más a la semana como asalariados)	Lima Metropolitana 1970	0.426
				Lima Metropolitana 1973	0.418
				Lima Metropolitana 1975	0.366
				Lima Metropolitana 1978	0.277
				Lima Metropolitana 1981	0.350
				Lima Metropolitana 1982	0.358
				Lima Metropolitana 1984	0.396
1972	ONEC	Censo Nacional: VII Población y II Vivienda	Remuneración de los asalariados	Perú	0.47
1981	INE	Censo Nacional: VIII Población y III Vivienda	Ingresos laborales	Perú	0.57
				Lima Metropolitana	0.49
1985-89	INEI (Varios años)	Encuesta Nacional de Hogares de Propósitos Múltiples (ENAPROM) 1985-86, 1988 y 1989	Ingreso total	Lima Metropolitana 1985	0.34
				Lima Metropolitana 1988	0.37
				Lima Metropolitana 1989	0.37
1985-86	Glewwe (1988)	Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNIV) 1985-86	Gasto total per-capita	Perú	0.43
				Lima Metropolitana	0.39
				Costa Urbana	0.38
				Costa Rural	0.37
				Sierra Urbana	0.44
				Sierra Rural	0.39
				Selva Urbana	0.49
Selva Rural	0.42				
1985-86	De Habich (1989)	Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNIV) 1985-86	Ingreso familiar per-capita	Perú	0.5717
				Costa	0.5375
				Sierra	0.5513
				Selva	0.5420
				Lima Metropolitana	0.5378
1985-94	Escobal y Agüero (1996)	Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNIV) 1985-86, 1991 y 1994	Gasto total per-capita	Perú 1985	0.43
				Urbano	0.39
				Rural	0.45
				Perú 1991	0.41
				Urbano	0.39
				Rural	0.38
				Perú 1994	0.40
				Urbano	0.39
				Rural	0.39

Periodo	Estudio	Fuente de información	Variable de análisis	Ámbito	Coefficiente de Gini				
1991-94	Yamada (1995)	Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNIV) 1991 y 1994	Ingreso total por adulto equivalente	Perú 1991	0.38				
				Perú 1994	0.38				
			Gasto total por adulto equivalente	Perú 1991	0.30				
				Perú 1994	0.30				
1985-96	Escobal, Saavedra y Torero (1999)	Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNIV) 1985-86, 1991, 1994 y 1996	Ingresos familiar	Perú 1985-86	0.480				
				Perú 1991	0.430				
				Perú 1994	0.410				
				Perú 1996	0.380				
			Gasto per-capita	Perú 1985-86	0.419				
				Urbano	0.404				
				Rural	0.424				
				Perú 1991	0.375				
				Urbano	0.365				
				Rural	0.372				
				Perú 1994	0.378				
				Urbano	0.369				
				Rural	0.356				
				Perú 1996	0.354				
				Urbano	0.349				
				Rural	0.325				
1985-96	Saavedra y Díaz (1999)	Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNIV) 1985-86, 1991, 1994 y 1996	Ingreso per-capita	Perú 1985	0.5143				
				Urbano	0.4717				
				Rural	0.4976				
				Perú 1991	0.4404				
				Urbano	0.4304				
				Rural	0.4213				
				Perú 1994	0.4520				
				Urbano	0.4355				
				Rural	0.4438				
				Perú 1996	0.4203				
				Urbano	0.3836				
				Rural	0.4244				
							Gasto per-capita	Perú 1985	0.4196
								Urbano	0.4045
Rural	0.4238								
Perú 1991	0.3779								
Urbano	0.3677								
Rural	0.3715								
Perú 1994	0.3804								
Urbano	0.3720								
Rural	0.3583								
Perú 1996	0.3529								
				Urbano	0.3489				
				Rural	0.3257				
1994	Instituto Cuanto (1996)	Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNIV) 1994	Ingreso Total	Perú	0.43				
				Lima Metropolitana	0.41				
				Costa Urbana	0.42				
				Costa Rural	0.41				
				Sierra Urbana	0.40				
				Sierra Rural	0.40				
				Selva Urbana	0.41				
				Selva Rural	0.42				

Periodo	Estudio	Fuente de información	Variable de análisis	Ámbito	Coficiente de Gini
1994-97	Banco Mundial (1999)	Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNIV) 1994 y 1997	Consumo per-capita	Perú 1994	0.360
				Urbano	0.351
				Rural	0.349
			Ingreso monetario per-capita	Perú 1997	0.348
				Urbano	0.345
				Rural	0.324
			Riqueza familiar	Perú 1994	0.469
				Urbano	0.437
				Rural	0.494
Perú 1997	Urbano	0.484			
	Urbano	0.441			
	Rural	0.500			
Perú 1994	Urbano	0.695			
	Urbano	0.672			
	Rural	0.706			
Perú 1997	Urbano	0.726			
	Urbano	0.705			
	Rural	0.678			
1991-98	Mauro (2002)	Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNIV) 1991 y 1994 Encuesta Nacional de Hogares (ENAHG) 1997 y 1998	Ingreso per-capita real mensual	Perú 1991	0.48
				Perú 1994	0.44
				Perú 1997	0.55
				Perú 1998	0.56
1994-2000	Cuanto (2000)	Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNIV) 1994, 1997 y 2000	Gasto per-capita	Perú 1994	0.392
				Lima Metropolitana	0.363
				Resto Urbano	0.374
				Rural	0.371
				Perú 1997	0.386
				Lima Metropolitana	0.384
			Resto Urbano	0.332	
			Rural	0.312	
			Perú 2000	Urbano	0.403
				Lima Metropolitana	0.404
				Resto Urbano	0.370
			Rural	0.326	
1997-99	Herrera (2001)	Encuesta Nacional de Hogares 1997, 1998 y 1999	Gasto total	Perú 1997	0.482
				Urbano	0.428
				Rural	0.358
				Perú 1998	0.475
				Urbano	0.425
				Rural	0.363
			Perú 1999	Urbano	0.467
				Urbano	0.427
				Rural	0.341
			Ingreso	Perú 1997	0.545
				Perú 1998	0.525
				Perú 1999	0.553
2001-03	Herrera (2004)	Encuesta Nacional de Hogares 2001, 2002 y 2003	Ingreso Real Per-cápita	Perú 2001	0.524
				Perú 2002	0.540
				Perú 2003	0.515
			Gasto Real Per-cápita	Perú 2001	0.442
				Perú 2002	0.454
				Perú 2003	0.419

Fuente: Varios. Elaboración propia sobre la base de Saavedra y Díaz (1999).

**Cuadro A.2**  
**Participación percentil en el ingreso en la década del 60**  
**(Países seleccionados)**

<b>Países Seleccionados</b>	<b>20% Inferior</b>	<b>60% inferior</b>	<b>10% Superior</b>
Perú	3.5	18.2	49.2
Brasil	4.2	22.0	49.0
Colombia	2.5	26.0	48.0
México	4.2	20.9	49.9
44 países en desarrollo (promedio)	5.6	26.0	44.0

Fuente: Webb (1975:30)

**Cuadro A.3**  
**Participación en el ingreso total por diferentes grupos estándar de la**  
**población de familias en la década del 70**  
**(Países seleccionados)**

<b>Países seleccionados</b>	<b>20% Pobre</b>	<b>30%</b>	<b>30%</b>	<b>15%</b>	<b>5% Rico</b>	<b>Gini</b>
Perú	1.4	9.3	28.4	32.7	28.2	0.55
Brasil	3.0	10.8	24.7	28.2	33.3	0.57
Colombia	3.5	11.4	25.0	28.2	31.9	0.56
México	4.2	10.3	22.3	25.4	37.8	0.58
Argentina	6.9	15.8	26.4	23.4	27.5	0.44
Estados Unidos	3.9	17.3	33.1	29.1	16.6	0.42

Fuente: Amat y León (1981), Cuadro N° V.6

**Cuadro A.4**  
**Concentración del ingreso en el Perú, 1961-2000**

<b>Países Seleccionados</b>	<b>1961</b>	<b>1971-72</b>	<b>1985-86</b>	<b>1991</b>	<b>1994</b>	<b>1996</b>	<b>2000</b>
50% más pobre	12.3	10.7	18.8	21.0	22.9	24.50	19.22
20% más rico	77.3	60.9	51.4	46.6	45.4	42.90	51.29
Coeficiente de Gini	0.58	0.55	0.48	0.43	0.41	0.38	0.47

Fuente: Datos de 1961 se refieren al ingreso personal y fueron calculados por Webb (1977). Los datos de 1971-72 son del ingreso familiar de acuerdo con Amat y León (1981) mientras que los del periodo 1985-1996 provienen de Escobal, Saavedra y Torero (1999). Los datos del 2000 son nuestros propios estimados a partir de la ENNIV del año 2000 utilizando como proxy del ingreso el ingreso total del hogar.

**Cuadro A.5**  
**Desigualdad del ingreso en el Perú, 1997-2005**  
*Coefficiente de Gini*

<b>Ámbito</b>	<b>Año</b>	<b>Valor Observado</b>	<b>Error Estándar</b>	<b>Intervalo de Confianza al 95%</b>	
<b>Nacional</b>					
	1997	0.5336394	0.0119234	0.5099808	0.5572979
	1998	0.5538405	0.0122773	0.5294797	0.5782013
	1999	0.5471752	0.0130226	0.5213355	0.5730148
	2000	0.4938843	0.0104148	0.4732190	0.5145495
	2001	0.5288907	0.0067947	0.5154085	0.5423729
	2002	0.5432108	0.0083525	0.5266375	0.5597840
	2003	0.5236587	0.0216472	0.4807059	0.5666115
	2004	0.5163602	0.0237707	0.469194	0.5635264
	2005	0.5189433	0.0227545	0.4737934	0.5640933
<b>Urbano</b>					
	1997	0.4737782	0.0101056	0.4537265	0.4938300
	1998	0.5139775	0.0131447	0.4878956	0.5400594
	1999	0.4988793	0.0156310	0.4678639	0.5298946
	2000	0.4239680	0.0108110	0.4025167	0.4454193
	2001	0.4814152	0.0077966	0.4659450	0.4968854
	2002	0.4946030	0.0090025	0.4767401	0.5124695
	2003	0.4776991	0.0261743	0.4257636	0.5296346
	2004	0.4898762	0.0303246	0.4297057	0.5500467
	2005	0.5001429	0.0278223	0.4449375	0.5553484
<b>Rural</b>					
	1997	0.4529291	0.0079631	0.4371286	0.4687295
	1998	0.4303662	0.0079440	0.4146036	0.4461287
	1999	0.4298804	0.0106381	0.4087845	0.4509762
	2000	0.4317147	0.0121184	0.4076691	0.4547603
	2001	0.4403651	0.0077478	0.4250218	0.4557685
	2002	0.4277687	0.0047380	0.4183674	0.4371699
	2003	0.3589116	0.0102012	0.3386703	0.3791530
	2004	0.4086233	0.0208819	0.3671890	0.4500575
	2005	0.4056203	0.0148247	0.376205	0.4350357
<b>Lima Metrop.</b>					
	1997	0.4811997	0.0181379	0.4452101	0.5171892
	1998	0.5018939	0.0191587	0.4638788	0.5399089
	1999	0.5169709	0.0200359	0.4772154	0.5567264
	2000	0.4018156	0.0154862	0.3710877	0.4325436
	2001	0.4970633	0.0108301	0.4755740	0.5185526
	2002	0.5143632	0.0136667	0.4872455	0.5414810
	2003	0.4772789	0.0232750	0.4310962	0.5234617
	2004	0.5363613	0.0295851	0.477658	0.5950647
	2005	0.562915	0.0323185	0.4987881	0.6270419

Fuente: Estimaciones propias a partir de la ENAHO 1997-IV, 1998-IV, 1999-IV, 2000-IV, 2001-IV, 2002-IV, 2003-IV, 2004-IV y 2005-IV. La variable utilizada como proxy del ingreso es el ingreso total mensual per-capita del hogar. Los intervalos de confianza se calcularon con la técnica bootstrap usando 100 repeticiones.

**Cuadro A.6**  
**Desigualdad del gasto en el Perú, 1997-2005**  
*Coefficiente de Gini*

<b>Ámbito</b>	<b>Año</b>	<b>Valor Observado</b>	<b>Error Estándar</b>	<b>Intervalo de Confianza al 95%</b>	
<b>Nacional</b>					
	1997	0.4598162	0.0073093	0.4453129	0.4743195
	1998	0.4678669	0.0076455	0.4526966	0.4830372
	1999	0.4715283	0.0113411	0.4490251	0.4940316
	2000	0.4179788	0.0100519	0.3980336	0.4379241
	2001	0.4525280	0.0047852	0.4430331	0.4620228
	2002	0.4671418	0.0070951	0.4530635	0.4812201
	2003	0.4345769	0.0189629	0.3969505	0.4722033
	2004	0.4181799	0.0160004	0.3864317	0.4499281
	2005	0.4178349	0.0121154	0.3937953	0.4418745
<b>Urbano</b>					
	1997	0.4029273	0.0089558	0.3851570	0.4206976
	1998	0.4252741	0.0079250	0.4095493	0.4409990
	1999	0.4228658	0.0115928	0.3998632	0.4458684
	2000	0.3660773	0.0125035	0.3412678	0.3908869
	2001	0.4003040	0.0060372	0.3883249	0.4122830
	2002	0.4220394	0.0080897	0.4059876	0.4380912
	2003	0.3955839	0.0222853	0.3513650	0.4398029
	2004	0.3860222	0.0171895	0.3519145	0.4201299
	2005	0.3791377	0.0144029	0.3505591	0.4077162
<b>Rural</b>					
	1997	0.3637878	0.0074163	0.3490723	0.3785033
	1998	0.3434189	0.0060028	0.3315080	0.3553297
	1999	0.3453344	0.0076116	0.3302314	0.3604375
	2000	0.3173299	0.0087173	0.3000328	0.3346269
	2001	0.3501789	0.0047730	0.3407082	0.3596495
	2002	0.3425391	0.0036775	0.3352422	0.3498360
	2003	0.2986062	0.0098355	0.2790904	0.318122
	2004	0.3133299	0.0119142	0.2896896	0.3369701
	2005	0.3232187	0.0109930	0.3014063	0.3450311
<b>Lima Metrop.</b>					
	1997	0.3946880	0.0126855	0.3695172	0.4198588
	1998	0.4139827	0.0158450	0.3825428	0.4454225
	1999	0.4292601	0.0163535	0.3968112	0.4617090
	2000	0.3666368	0.0170380	0.3328298	0.4004439
	2001	0.3937459	0.0081419	0.3775906	0.4099012
	2002	0.4229830	0.0109605	0.4012350	0.4447310
	2003	0.4007471	0.0208123	0.3594510	0.4420432
	2004	0.4036863	0.0153541	0.3732203	0.4341522
	2005	0.373106	0.0152044	0.3429372	0.4032748

Fuente: Estimaciones propias a partir de la ENAHO 1997-IV, 1998-IV, 1999-IV, 2000-IV, 2001-IV, 2002-IV, 2003-IV, 2004-IV y 2005-IV. La variable utilizada como proxy del ingreso es el ingreso total mensual per-capita del hogar. Los intervalos de confianza se calcularon con la técnica bootstrap usando 100 repeticiones.

## Anexo B

### Modelo Formal de Roemer

A continuación se presenta un modelo formal, que resume las ideas discutidas en el capítulo 2, basado en Roemer (1998, Chapter 4). Se considera a los miembros de una población determinada que disfrutan de cierta clase de ventajas, las cuales son una función del monto de recursos provistos socialmente que estos consumen y del monto de esfuerzo que despliegan. A su vez, considérese también que el monto de *esfuerzo* desplegado por estos es una función de sus “*circunstancias*” y sus *elecciones autónomas*. Se asume que la sociedad establece un conjunto de “*circunstancias*” frente a las cuales los individuos son considerados como moralmente no responsables. Así, cada individuo será identificado con un perfil de “*circunstancias*”, siendo considerados el conjunto de individuos que reúnen “*circunstancias*” similares como miembros de un *tipo*.

Sea entonces  $T = \{1, \dots, n\}$  el conjunto de tipos  $\tau$  en donde cada tipo refleja un particular perfil de “*circunstancias*”. Así, individuos situados en diferentes tipos se enfrentan a diferentes “*circunstancias*”. Denotemos por  $p^\tau$  a la frecuencia del tipo  $\tau \in T$  en la población de referencia. Caractericemos a cada tipo por una función  $u^\tau(\cdot)$  que representa el bienestar de un individuo del tipo  $\tau$ , el cual es resultado del monto de recursos que consume y de su esfuerzo desplegado. Asumamos asimismo que estas funciones nos permiten hacer comparaciones interpersonales de bienestar de modo tal que si  $u^\tau(x, e) = u^{\tau^*}(x^*, e^*)$  ello implicaría que un individuo en el tipo  $\tau$  que recibe un monto de recursos  $x$  y despliega un nivel de esfuerzo  $e$  disfrutará del mismo nivel de bienestar que un individuo del tipo  $\tau^*$  que cuenta con un monto de recursos como  $x^*$  y despliega un nivel de esfuerzo como  $e^*$ .

Supongamos ahora que se dispone de un monto de recursos per-capita  $\omega$  para asignar entre la población. El objetivo aquí consistirá en evaluar como asignar  $\omega$  a fin de alcanzar la igualdad de oportunidades para lo cual la sociedad deberá escoger una política determinada. Así, para cada  $\tau \in T$  sea  $\varphi^\tau : \mathbb{R}_+ \rightarrow \mathbb{R}_+$  la función que indica el monto de recursos que un individuo del tipo  $\tau$  recibe con respecto a su

esfuerzo desplegado. Sea entonces la n-tupla  $\varphi = \{\varphi^1, \dots, \varphi^n\}$  el conjunto de tales funciones que denominaremos de ahora en adelante una *política* mientras que cada componente  $\varphi^\tau$  será llamada una *regla de asignación*. Asimismo, denominemos  $\Phi$  al conjunto de políticas disponibles.

Es posible establecer un conjunto de restricciones sobre  $\Phi$ . Para simplificar, supongamos que debemos mantener el equilibrio presupuestario de modo tal que  $\omega$  sea distribuido completamente. Adicionalmente, asumamos también reglas de asignación constantes, es decir,  $\varphi^\tau(e) = \varphi^\tau(e') = \varphi^\tau$  para cada  $\tau \in T$  y para todos los niveles de esfuerzo  $e$  y  $e'$ . En dicha situación, la restricción presupuestaria puede ser expresada como  $\sum_{\tau \in T} p^\tau \varphi^\tau = \omega$ .

Además, asumamos que la distribución del esfuerzo desplegado por los miembros de un tipo está dada por la medida de probabilidad  $F_{\varphi^\tau}^\tau$ . Sea  $e^\tau(\pi, \varphi^\tau)$  el nivel de esfuerzo desplegado por un individuo en el  $\pi$ -ésimo cuantil de esta distribución de esfuerzo. Formalmente

$$\pi = \int_0^{e^\tau(\pi, \varphi^\tau)} dF_{\varphi^\tau}^\tau$$

Se puede definir ahora una función de utilidad indirecta  $v^\tau(\pi, \varphi^\tau)$ ; es decir, el nivel de bienestar disfrutado por un individuo del tipo  $\tau$  que alcanza el  $\pi$ -ésimo nivel de esfuerzo con una regla de asignación  $\varphi^\tau$ , como sigue:

$$v^\tau(\pi, \varphi^\tau) = u^\tau(\varphi^\tau(e^\tau(\pi, \varphi^\tau)), e^\tau(\pi, \varphi^\tau))$$

Sean  $\pi \in [0,1]$  y  $\varphi = \{\varphi^1, \dots, \varphi^n\} \in \Phi$  dados, y considerando

$$v(\pi, \varphi) = (v^1(\pi, \varphi^1), v^2(\pi, \varphi^2), \dots, v^n(\pi, \varphi^n))$$

El vector de utilidades indirectas de los individuos al  $\pi$ -ésimo nivel de esfuerzo de cada tipo después de implementar la política  $\varphi$ . El objetivo es elegir la política que iguale las ventajas a través de los tipos a un relativamente igual nivel de esfuerzo



desplegado. De acuerdo con Roemer (1998), ello se alcanzaría cuando se elija la política que maximiza el nivel mínimo de utilidad a través de los tipos, es decir,

$$\varphi_{\pi}^R = \arg \max_{\varphi \in \Phi} R(v(\pi, \varphi))$$

Donde  $R(v(\pi, \varphi)) = \min_{\tau \in T} \{v^{\tau}(\pi, \varphi^{\tau})\}$ .

Este es, en resumen, el núcleo central de la propuesta roemeriana.

## Anexo C

**Cuadro C.1**  
**Indicadores de desigualdad del ingreso y gasto total per-capita mensual según origen étnico del jefe del hogar**

Grupo étnico	Porcentaje acumulado decil 1 (%) (1/)	Porcentaje acumulado decil 10 (%) (2/)	p90/p10 (3/)	GE(1) (4/)	GE(2) (4/)	Atk(1) (5/)	Atk(2) (5/)	Coefficiente de Gini
<b>Del ingreso total per-capita mensual</b>								
Indígena amazónico	1.16	43.72	11.55	0.5854	0.6762	0.4431	0.6407	0.5693
Indígena quechua	1.29	36.05	11.09	0.4392	0.7392	0.3556	0.5910	0.4900
Indígena aymara	1.29	33.53	11.39	0.4591	1.7110	0.3502	0.6127	0.4797
Afrodescendiente	1.86	38.68	8.28	0.7842	5.0987	0.3737	0.5579	0.5050
Mestizo	1.24	40.21	10.36	0.5224	1.0945	0.3782	0.6248	0.5112
Caucásico o blanco	0.64	46.09	23.09	0.7435	1.3137	0.5321	0.7747	0.6226
Otro	1.38	39.82	17.63	0.5843	0.9081	0.4576	0.6798	0.5694
Total	1.11	41.75	11.52	0.5781	1.3573	0.4061	0.6491	0.5318
<b>Del gasto total per-capita mensual</b>								
Indígena amazónico	1.67	40.74	9.85	0.5607	1.2547	0.3762	0.5550	0.5219
Indígena quechua	2.06	29.73	6.81	0.2793	0.3672	0.2462	0.4345	0.4029
Indígena aymara	1.99	27.92	7.57	0.2708	0.3280	0.2499	0.4438	0.4034
Afrodescendiente	3.10	24.86	3.67	0.2818	0.9144	0.1792	0.3055	0.3256
Mestizo	1.83	34.80	7.70	0.3812	0.6684	0.2948	0.4855	0.4488
Caucásico o blanco	1.32	38.14	14.18	0.4914	0.7109	0.3936	0.6096	0.5275
Otro	4.24	33.97	7.41	0.3836	0.5326	0.3058	0.4757	0.4674
Total	1.77	35.51	7.87	0.4017	0.7341	0.3057	0.4984	0.4576

Notas: 1/ El porcentaje acumulado decil X: Proporción del gasto total per-capita mensual acumulado por el decil X.

2/ p90/p10: Razón de gastos entre el percentil 90 y el percentil 10.

3/ GE(a): Índice Generalizado de Entropía con parámetro de aversión a la desigualdad "a".

4/ Atk(a): Índice de desigualdad de Atkinson con parámetro de aversión a la desigualdad "a".

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

## 1. Descomposición de Shorrocks

Partiendo de la definición de desigualdad del índice de Theil<sup>60</sup>:

$$Theil - T = \sum_i \frac{y_i}{Y} \ln \frac{y_i N}{Y} \quad (C.1)$$

Donde  $Y$  y  $N$  representan el ingreso y la población total, mientras que  $y_i$  representa a su vez el ingreso de cada individuo. Esta ecuación puede ser re-escrita a fin de capturar de las diferencias al interior y entre grupos de la siguiente manera:

$$Theil - T = \sum_i \frac{y_i}{Y} T_j + \sum_j \frac{y_j}{Y} \ln \frac{y_j / Y}{N_j / N} \quad (C.2)$$

En donde  $y_j$  representa el ingreso total del grupo  $j$ ,  $T_j$  el índice de Theil de cada grupo y  $N_j$  la población en cada grupo. El primer componente de la suma representa la contribución de la dispersión al interior de los grupos mientras que el segundo la contribución de la dispersión entre grupos a la desigualdad total.

## 2. Medición de bienestar

Existen diversos criterios de bienestar sugeridos en la literatura<sup>61</sup>. Entre los criterios más utilizados se encuentra el utilitarista, ya mencionado líneas arriba, y en el cual se puede escribir la función de bienestar abreviado de la siguiente manera:

$$W_{Utilitarista} = \mu \quad (C.3)$$

En donde  $\mu$  es la media del ingreso. Nótese que el evaluador utilitarista es insensible a la desigualdad de una distribución. De acuerdo con Sen (2000), esta característica del utilitarismo no significa que dicha postura no defienda un juicio de valor respecto a la equidad de esta última. En particular, para el utilitarismo una

---

<sup>60</sup> Aquí seguimos a Saavedra y Díaz (1999: 47). Aunque aquí trabajamos con el índice de Theil, el resultado es aplicable a los otros índices de entropía.

<sup>61</sup> En esta sección nos basamos en Gasparini y Sosa Escudero (2000), quienes presentan una aplicación al caso argentino de estimaciones de bienestar agregado.

distribución será considerada justa si es que la razón entre la utilidad en el margen y la cantidad consumida por cada individuo es la misma. Esto es; defiende la igualdad en el espacio de las utilidades.

Sen (1976) y Kakwani (1986) han propuesto funciones de bienestar abreviadas sensibles a la desigualdad, tomando como medida de esta última al índice de Gini. Dichas funciones tienen la forma siguiente:

$$\begin{aligned}
 W_{Sen} &= \mu(1 - Gini) \\
 W_{Kakwani} &= \frac{\mu}{(1 + Gini)}
 \end{aligned}
 \tag{C.4}$$

En donde *Gini* es el coeficiente de desigualdad de Gini. Finalmente, Atkinson (1970) propone una función de bienestar abreviado más general, la cual se expresa en la forma siguiente:

$$\begin{aligned}
 W_{Atkinson}(\varepsilon) &= \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{Y_i^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon} \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} ; \forall \varepsilon \geq 0, \varepsilon \neq 1 \\
 \ln W_{Atkinson}(\varepsilon) &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln Y_i ; \forall \varepsilon \neq 1
 \end{aligned}
 \tag{C.5}$$

En donde  $\varepsilon$  es el parámetro de aversión a la desigualdad,  $N$  es el tamaño de la población y  $Y$  es una medida del ingreso. El valor del parámetro  $\varepsilon$  es crucial en el análisis. En un extremo, cuando  $\varepsilon=0$ , la función de bienestar converge a una utilitarista. En el otro extremo, cuando  $\varepsilon = \infty$ , la función de bienestar converge a un esquema rawlsiano, en donde lo que interesa es la situación del individuo más pobre de la sociedad.

## Anexo D

### 1. Cálculo de los residuos de un modelo probit

Suponiendo que solo hay una variable explicativa, se sabe que un modelo probit se define como:

$$\Pr(y = 1) = F(x\beta)$$

Donde  $F$  es una función acumulada de una distribución normal estándar. De acuerdo a Gourieroux et. al (1987), los residuos generalizados para este modelo presentado son:

$$\mu = [f(x\beta) / F(x\beta) * (1 - F(x\beta))] * [y - F(x\beta)]$$

$$\text{Así, si } \begin{cases} y = 1, & \mu = f(x\beta) / F(x\beta) \\ y = 0, & \mu = -f(x\beta) / (1 - F(x\beta)) \end{cases}$$

Donde  $f$  es una función de densidad de una distribución normal estándar ( $N(0,1)$ ).

### 2. Cálculo de los residuos de un modelo logit multinomial

Tal y como lo explica Bornhorst (2004), suponiendo que la variable dependiente tiene tres categorías, en un modelo logit multinomial, la probabilidad de que  $y=j$  se define como:

$$\Pr(y = j) = \Pr(x\beta_j + \mu_j > x\beta_k + \mu_k, \forall k \neq j)$$

$$\Pr(y = j) = \frac{\exp^{x\beta_j}}{\sum_{k=0}^2 \exp^{x\beta_k}}$$

De acuerdo a ello, los residuos  $\mu_j$ , dado que  $k \neq j$ , tienen la siguiente función acumulada de distribución:

$$F(\mu_j / y = k) = \frac{\exp^{-\exp^{-\mu_j}}}{\exp^{-\exp^{x\beta_j - x\beta_k - \mu_k}}}$$

Donde  $y=k$  es la elección observada. La inversa de esta función es usada para calcular los residuos, que quedan así:

$$\begin{aligned}\mu_k &= -\log(-\Pr(y = k) * \log(\text{unif}())) & j = k \\ \mu_j &= -\log(\exp^{-\mu_k} * (\Pr(y = j)/\Pr(y = k)) - \log(\text{unif}())) & j \neq k\end{aligned}$$

Donde  $\text{unif}()$  es una variable aleatoria entre  $[0,1]$ .

**Cuadro D.1**  
**Características de la muestra a analizar**

	Sexo		Grupos			
	Hombres	Mujeres	1936-1945	1946-1955	1956-1965	1966-1975
<b>Ingreso promedio por hora trabajada (S/. 2001)</b>	5.77	4.26	4.75	5.10	5.84	4.61
<b>Grupo étnico (%)</b>						
Indígena de la Amazona	2.10	2.49	1.85	1.94	2.01	2.99
Quechua, aymara	27.57	28.58	30.51	26.44	27.93	28.25
Negro, mulato, zambo	1.32	1.26	1.24	1.54	1.27	1.15
Mestizo, otro	65.73	64.24	62.84	67.76	65.37	63.59
Blanco, caucásico	3.28	3.42	3.56	2.32	3.42	4.02
<b>Lugar de nacimiento del individuo (%)</b>						
Lima Metropolitana	16.69	16.33	12.88	13.88	16.44	20.52
Otro dominio	83.31	83.67	87.12	86.12	83.56	79.48
<b>Edad promedio del individuo</b>	42.77	41.94	59.74	50.04	40.40	31.12
<b>Región de residencia (%)</b>						
Costa	27.00	26.16	27.27	26.65	27.07	25.96
Sierra	20.36	23.81	23.85	20.46	22.35	21.13
Selva	10.41	9.85	9.16	9.29	10.54	10.97
Lima Metropolitana	42.23	40.18	39.71	43.60	40.04	41.94
<b>Educación de los padres</b>						
Años promedio de estudio del padre	5.45	5.46	4.52	5.05	5.52	6.12
Años promedio de estudio de la madre	4.09	3.91	3.34	3.50	4.09	4.67
<b>Educación del individuo</b>						
Años promedio de estudio	10.30	9.00	7.29	9.40	10.37	10.47
<b>Categoría ocupacional (%)</b>						
Empleado	28.31	24.51	17.01	27.37	29.61	27.09
Obrero	26.53	9.69	16.98	16.11	18.56	26.09
Patrón - Independiente	45.16	65.81	66.02	56.52	51.84	46.82
<b>Tamaño de empresa (%)</b>						
Micro	60.78	75.20	75.17	68.44	63.74	64.31
Pequeña y mediana	9.71	6.24	7.49	6.86	7.66	10.82
Grande	29.51	18.56	17.34	24.70	28.60	24.87
<b>Actividad en que se desempeña (%)</b>						
Agropecuaria y pesca	13.82	6.16	19.12	11.82	8.71	9.00
Minería, manufactura, construcción y electricidad, gas y agua	26.06	10.48	19.86	19.01	19.13	21.78
Comercio y otros servicios	60.12	83.37	61.02	69.17	72.16	69.22
<b>Sector en que labora (%)</b>						
Privado	84.88	85.75	91.04	84.09	81.86	87.81
Público	15.12	14.25	8.96	15.91	18.14	12.19
<b>Porcentaje de los que han migrado (%)</b>	72.75	72.06	72.95	76.36	72.37	69.07
<b>N.º de observaciones</b>	4943	3207	941	1950	2917	2342

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

**Cuadro D.2**  
**Ecuaciones de ingresos según sexo**  
*Variable dependiente: Logaritmo del ingreso laboral por hora trabajada*

Variables explicativas	Hombres	Mujeres
Origen		
Indígena de la Amazonía	-0.260180 <i>-0.260177</i>	-0.444521 <i>-0.444528**</i>
Indígena quechua o aymara	-0.130330 <i>-0.130330</i>	-0.464875 <i>-0.464888*</i>
Negro, mulato o zambo	0.079016 <i>0.079022</i>	-0.068395 <i>-0.068408</i>
Mestizo u otro	-0.182646 <i>-0.182645</i>	-0.419481 <i>-0.419486*</i>
Blanco o caucásico <i>(omitida)</i>		
Educación de los padres		
Educación promedio	0.031464 <i>0.031463*</i>	0.033131 <i>0.033134*</i>
Diferencia entre ambos	-0.002589 <i>-0.002588</i>	-0.012710 <i>-0.012710</i>
Lugar de residencia		
Costa	0.019670 <i>0.019669</i>	-0.060504 <i>-0.060507</i>
Sierra	-0.139519 <i>-0.139522*</i>	-0.037406 <i>-0.037408</i>
Selva	0.050502 <i>0.050497</i>	0.004143 <i>0.004135</i>
Lima Metropolitana <i>(omitida)</i>		
Lugar de nacimiento		
Nacido en Lima Metropolitana	0.142176 <i>0.142175**</i>	0.062086 <i>0.062091</i>
Edad		
Edad	0.042289 <i>0.042289*</i>	0.048813 <i>0.048812**</i>
Edad <sup>2</sup>	-0.000407 <i>-0.000407**</i>	-0.000534 <i>-0.000534**</i>
Educación		
Años de educación	0.054378 <i>0.054379*</i>	0.036320 <i>0.036316*</i>
Categoría ocupacional		
Empleado <i>(omitida)</i>		
Obrero	-0.143114 <i>-0.143128*</i>	-0.361805 <i>-0.361757*</i>
Patrón e independiente	-0.101988 <i>-0.102023***</i>	-0.347741 <i>-0.347658**</i>
Tamaño de empresa		
Micro	-0.484797 <i>-0.484760*</i>	-0.470888 <i>-0.470891*</i>
Pequeña y mediana	-0.229619 <i>-0.229604*</i>	-0.125413 <i>-0.125356</i>
Grande <i>(omitida)</i>		
Actividad económica		
Agropecuaria y pesca <i>(omitida)</i>		
Minería, manufactura y otros	0.515461 <i>0.515414*</i>	0.311308 <i>0.311263*</i>
Comercio y otros servicios	0.346726	0.402761



<b>VARIABLES EXPLICATIVAS</b>	<b>HOMBRES</b>	<b>MUJERES</b>
	<i>0.346685*</i>	<i>0.402730*</i>
Sector		
Público	-0.137042	0.016570
	<i>-0.137020**</i>	<i>0.016678</i>
Migración		
Sí migró	0.063134	0.164233
	<i>0.063149</i>	<i>0.164248*</i>
Constante	-0.400050	-0.259855
	<i>-0.400034</i>	<i>-0.259856</i>
N.º de observaciones	4,943	3,207
Prob > F	0.000	0.000
R <sup>2</sup>	0.244	0.237

Notas: 1/ Los resultados presentados para cada variable explicativa son los coeficientes insesgados y, debajo de cada uno de ellos, los coeficientes sesgados (en letra cursiva), obtenidos por MCO.

2/ \* Significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 10%.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

**Cuadro D.3**  
**Ecuaciones de ingresos según cohorte**

*Variable dependiente: Logaritmo del ingreso laboral por hora trabajada*

<b>Variables explicativas</b>	<b>1936-1945</b>	<b>1946-1955</b>	<b>1956-1965</b>	<b>1966-1975</b>
Origen				
Indígena de la Amazonía	-0.588756 <i>-0.588735</i>	0.120625 <i>0.120616</i>	-0.2403221 <i>-0.240326</i>	-0.582876 <i>-0.582878</i> *
Indígena quechua o aymara	-0.127298 <i>-0.127277</i>	-0.134994 <i>-0.134998</i>	-0.224804 <i>-0.224810</i> ***	-0.369601 <i>-0.369604</i> *
Negro, mulato o zambo	0.354832 <i>0.354821</i>	0.378074 <i>0.378066</i>	-0.0718385 <i>-0.071837</i>	-0.183637 <i>-0.183638</i>
Mestizo u otro	-0.335614 <i>-0.335588</i>	-0.256750 <i>-0.256751</i>	-0.108562 <i>-0.108563</i>	-0.400921 <i>-0.400925</i> *
Blanco o caucásico ( <i>omitida</i> )				
Educación de los padres				
Educación promedio	0.019989 <i>0.019993</i>	0.021629 <i>0.021632</i> **	0.032281 <i>0.032284</i> *	0.030192 <i>0.030192</i> *
Diferencia entre ambos	-0.012406 <i>-0.012405</i>	-0.010844 <i>-0.010844</i>	-0.008497 <i>-0.008496</i>	-0.004429 <i>-0.004430</i>
Lugar de residencia				
Costa	-0.012331 <i>-0.012331</i>	0.035035 <i>0.035023</i>	-0.014253 <i>-0.014254</i>	-0.039664 <i>-0.039666</i>
Sierra	-0.430598 <i>-0.430597</i> *	0.010180 <i>0.010170</i>	-0.056488 <i>-0.056488</i>	-0.179191 <i>-0.179192</i> **
Selva	-0.067079 <i>-0.067070</i>	0.016155 <i>0.016142</i>	0.045523 <i>0.045516</i>	0.095339 <i>0.095342</i>
Lima Metropolitana ( <i>omitida</i> )				
Lugar de nacimiento				
Nacido en Lima Metropolitana	0.089413 <i>0.089437</i>	-0.086223 <i>-0.086223</i>	0.118929 <i>0.118931</i>	0.221529 <i>0.221534</i> *
Edad				
Edad	-0.303547 <i>-0.303496</i>	0.501044 <i>0.501049</i>	0.011799 <i>0.011806</i>	0.207177 <i>0.207184</i>
Edad <sup>2</sup>	0.002635 <i>0.002635</i>	-0.005153 <i>-0.005153</i>	0.000195 <i>0.000195</i>	-0.003060 <i>-0.003060</i>
Educación				
Años de educación	0.075056 <i>0.075042</i> *	0.066735 <i>0.066731</i> *	0.049888 <i>0.049882</i> *	0.051192 <i>0.051191</i> *
Categoría ocupacional				
Empleado ( <i>omitida</i> )				
Obrero	0.186389 <i>0.186266</i>	-0.157396 <i>-0.157388</i> ***	-0.358164 <i>-0.358116</i> *	-0.111790 <i>-0.111701</i> ***
Patrón e independiente	-0.203998 <i>-0.203958</i>	-0.203826 <i>-0.203839</i> **	-0.205936 <i>-0.205810</i>	-0.239332 <i>-0.239211</i> *
Tamaño de empresa				
Micro	-0.303461 <i>-0.303929</i>	-0.620093 <i>-0.620132</i> *	-0.650442 <i>-0.650554</i> *	-0.343642 <i>-0.343771</i> *
Pequeña y mediana	0.115455 <i>0.115116</i>	-0.388365 <i>-0.388428</i> *	-0.319773 <i>-0.319762</i> *	-0.177464 <i>-0.177551</i> **
Grande ( <i>omitida</i> )				
Actividad económica				
Agropecuaria y pesca ( <i>omitida</i> )				
Minería, manufactura y otros	0.580665 <i>0.580639</i> *	0.449928 <i>0.449851</i> *	0.373197 <i>0.373261</i> *	0.373972 <i>0.373995</i> *

<b>Variables explicativas</b>	<b>1936-1945</b>	<b>1946-1955</b>	<b>1956-1965</b>	<b>1966-1975</b>
Comercio y otros servicios	0.317003 <i>0.317077</i> *	0.243416 <i>0.243382</i> ***	0.135238 <i>0.135274</i>	0.305249 <i>0.305302</i> *
Sector				
Público	0.340274 <i>0.339889</i>	-0.140036 <i>-0.140083</i>	-0.330223 <i>-0.330200</i> *	-0.008988 <i>-0.008996</i>
Migración				
Sí migró	0.134296 <i>0.134276</i>	0.085884 <i>0.085876</i>	0.125269 <i>0.125267</i> **	0.090556 <i>0.090563</i> ***
Constante	9.137167 <i>9.136056</i>	-11.393530 <i>-11.393540</i>	0.156302 <i>0.156163</i>	-2.815744 <i>-2.815879</i>
Número de observaciones	941	1950	2917	2342
Prob > F	0	0	0	0
R <sup>2</sup>	0.3253	0.2601	0.2419	0.2377

Notas: 1/ Los resultados presentados para cada variable explicativa son los coeficientes insesgados y, debajo de cada uno de ellos, los coeficientes sesgados (en letra cursiva), obtenidos por MCO.

2/ \* Significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 10%.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

**Cuadro D.4**  
**Determinantes de la escolaridad según sexo**  
*Variable dependiente: Años de estudio*

Variables explicativas	Hombres	Mujeres
Origen		
Indígena de la Amazonía	0.419011	-0.157685
Indígena quechua o aymara	-0.355413	-1.035653 **
Negro, mulato o zambo	-0.722808	0.129125
Mestizo u otro	0.366484	0.227569
Blanco o caucásico ( <i>omitida</i> )		
Educación de los padres		
Educación promedio	0.507497 *	0.633928 *
Diferencia entre ambos	0.042672 ***	-0.019017
Lugar de residencia		
Costa	-0.919684 *	-0.285599
Sierra	0.356021 ***	0.292103
Selva	-1.131462 *	-0.560742 ***
Lima Metropolitana ( <i>omitida</i> )		
Lugar de nacimiento		
Nacido en Lima Metropolitana	0.433375 **	0.690942 **
Edad	-0.047682 *	-0.097442 *
Constante	9.940392 *	10.247450 *
N.º de observaciones	4,943	3,207
Prob > F	0.000	0.000
R <sup>2</sup>	0.323	0.401

Notas: 1/ Los resultados presentados para cada variable explicativa son los coeficientes obtenidos por MCO.

2/ \* Significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 10%.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

**Cuadro D.5**  
**Determinantes de la escolaridad según cohorte**  
*Variable dependiente: Años de estudio*

<b>Variables explicativas</b>	<b>1936-1945</b>	<b>1946-1955</b>	<b>1956-1965</b>	<b>1966-1975</b>
Origen				
Indígena de la Amazonía	0.563788	-0.627535	-0.386035	0.900621 ***
Indígena quechua o aymara	-1.106985	-1.379285 ***	-0.868166 ***	0.376399
Negro, mulato o zambo	-1.835514	-1.568584	0.967044	-0.878063
Mestizo u otro	0.268071	0.053260	-0.048156	0.584137
Blanco o caucásico ( <i>omitida</i> )				
Educación de los padres				
Educación promedio	0.647036 *	0.654875 *	0.552328 *	0.471403 *
Diferencia entre ambos	0.010035	0.004844	0.023364	-0.046015 ***
Lugar de residencia				
Costa	-1.610726 *	-0.997878 *	-0.195446	-0.391547 ***
Sierra	-0.324438	0.101230	0.358209	0.588214 *
Selva	-1.031424 ***	-1.812233 *	-0.377138	-0.533354 **
Lima Metropolitana ( <i>omitida</i> )				
Lugar de nacimiento				
Nacido en Lima Metropolitana	1.146228 ***	0.293063	0.975486 *	0.369595
Edad	-0.189462 *	-0.100570 *	-0.015153	0.055555 **
Constante	16.705410 *	12.364560 *	8.416552 *	5.736281 *
Número de observaciones	941	1,950	2,917	2,342
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000
R <sup>2</sup>	0.396	0.349	0.318	0.303

Notas: 1/ Los resultados presentados para cada variable explicativa son los coeficientes obtenidos por MCO.

2/ \* Significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 10%.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

**Cuadro D.6**  
**Estimaciones logit multinomial para status laboral según sexo**  
*Variable dependiente: Tamaño de empresa*

Variables explicativas	Hombres	Mujeres
<b>Micro</b>		
Origen		
Indígena de la Amazonía	-0.033294	-0.052796
Indígena quechua o aymara	0.049976	0.027542
Negro, mulato o zambo	0.148423***	-0.002840
Mestizo u otro	-0.019656	-0.022590
Blanco o caucásico <i>(omitida)</i>		
Educación de los padres		
Educación promedio	-0.020651*	-0.025729*
Diferencia entre ambos	-0.002729	0.002659
Lugar de residencia		
Costa	0.029801	-0.033408***
Sierra	-0.043303*	-0.018138***
Selva	0.043062	-0.011378
Lima Metropolitana <i>(omitida)</i>		
Lugar de nacimiento		
Nacido en Lima Metropolitana	-0.031970	-0.067900
Edad	0.003139*	0.002010
<b>Pequeña o mediana</b>		
Origen		
Indígena de la Amazonía	-0.033906	0.000951
Indígena quechua o aymara	-0.036609	-0.015653
Negro, mulato o zambo	-0.004920	0.012373
Mestizo u otro	-0.028074	-0.014266
Blanco o caucásico <i>(omitida)</i>		
Educación de los padres		
Educación promedio	-0.001514*	0.003152*
Diferencia entre ambos	-0.002213	-0.000105
Lugar de residencia		
Costa	-0.022659	-0.018177**
Sierra	-0.056649*	-0.036922*
Selva	-0.028060	-0.047151*
Lima Metropolitana <i>(omitida)</i>		
Lugar de nacimiento		
Nacido en Lima Metropolitana	-0.004819	0.016310
Edad	-0.001257	-0.001663**
N.º de observaciones	4,943	3,207
Prob > chi <sup>2</sup>	0.000	0.000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.039	0.080

Notas: 1/ Los resultados presentados para cada variable explicativa son los efectos marginales obtenidos de un logit multinomial.

2/ Categoría base: Si tamaño de empresa es grande.

3/ \* Significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 10%.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

**Cuadro D.7**  
**Estimaciones logit multinomial para status laboral según cohorte**  
*Variable dependiente: Tamaño de empresa*

Variables explicativas	1936-1945	1946-1955	1956-1965	1966-1975
<b>Micro</b>				
Origen				
Indígena de la Amazonía	0.004993	-0.255379***	-0.033273	0.026565
Indígena quechua o aymara	0.012337	-0.199741***	0.078261	0.087113
Negro, mulato o zambo	0.043861	0.119986	0.109444***	-0.065916
Mestizo u otro	-0.035016	-0.188786**	0.018900	0.011381
Blanco o caucásico (omitida)				
Educación de los padres				
Educación promedio	-0.012007**	-0.030666*	-0.026426*	-0.018954*
Diferencia entre ambos	0.007929	-0.000757	-0.002360	0.004558
Lugar de residencia				
Costa	0.112207**	0.040579	-0.088599*	0.028317
Sierra	0.081069	-0.010731	-0.108649*	0.002892
Selva	0.105307***	0.063395	-0.119376*	0.094964
Lima Metropolitana (omitida)				
Lugar de nacimiento				
Nacido en Lima Metropolitana	-0.034914	0.005148	-0.136832*	-0.021390
Edad	0.006087	0.010650**	0.007876	-0.006325
<b>Pequeña o mediana</b>				
Origen				
Indígena de la Amazonía	0.026068	-0.021060	-0.028455	-0.023771
Indígena quechua o aymara	-0.015106	-0.004938	0.000643	-0.074454***
Negro, mulato o zambo	0.075949	-0.069361*	0.048437	0.018776
Mestizo u otro	-0.012294	-0.000029	-0.004550	-0.052098
Blanco o caucásico (omitida)				
Educación de los padres				
Educación promedio	0.000314	0.002227***	0.002249	-0.002882*
Diferencia entre ambos	-0.003851	-0.000262	-0.000788	-0.002420
Lugar de residencia				
Costa	-0.038062	-0.008265	-0.006185	-0.041773***
Sierra	-0.048226	-0.024123**	-0.052141*	-0.063557*
Selva	-0.030008	-0.013027	-0.029476*	-0.061749**
Lima Metropolitana (omitida)				
Lugar de nacimiento				
Nacido en Lima Metropolitana	-0.021288	-0.007843	0.010335	0.016764
Edad	-0.001268	-0.000542	-0.003764	0.000802
N.º de observaciones	941	1,950	2,917	2,342
Prob > chi <sup>2</sup>	0.023	0.000	0.000	0.000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.053	0.059	0.056	0.045

Notas: 1/ Los resultados presentados para cada variable explicativa son los efectos marginales obtenidos de un logit multinomial.

2/ Categoría base: Si tamaño de empresa es grande.

3/ \* Significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 10%.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

**Cuadro D.8**  
**Estimaciones logit multinomial para status laboral según sexo**  
*Variable dependiente: Categoría ocupacional*

<b>Variables explicativas</b>	<b>Hombres</b>	<b>Mujeres</b>
<b>Obrero</b>		
Origen		
Indígena de la Amazonía	-0.0062883	-0.0260011
Indígena quechua o aymara	0.0186927	-0.0016116
Negro, mulato o zambo	-0.0795137	0.0374903
Mestizo u otro	-0.0007167	-0.0279556
Blanco o caucásico ( <i>omitida</i> )		
Educación de los padres		
Educación promedio	-0.0256742*	-0.007825*
Diferencia entre ambos	-0.003236	0.0023792
Lugar de residencia		
Costa	0.0630809*	0.0441864**
Sierra	-0.0644472*	-0.013592
Selva	-0.0647445	-0.066069*
Lima Metropolitana ( <i>omitida</i> )		
Lugar de nacimiento		
Nacido en Lima Metropolitana	-0.0289464	-0.0049265
Edad	-0.0075144*	-0.0022151**
<b>Patrón o independiente</b>		
Origen		
Indígena de la Amazonía	-0.0064267	-0.0560866
Indígena quechua o aymara	0.0468466	0.0667219
Negro, mulato o zambo	0.1688971	0.0111134
Mestizo u otro	-0.0064715	-0.0120656
Blanco o caucásico ( <i>omitida</i> )		
Educación de los padres		
Educación promedio	-0.0081294*	-0.0248539*
Diferencia entre ambos	-0.0015806	-0.000149
Lugar de residencia		
Costa	0.0114716*	-0.0084102
Sierra	0.0166267	0.0146075
Selva	0.0884156***	0.0921153
Lima Metropolitana ( <i>omitida</i> )		
Lugar de nacimiento		
Nacido en Lima Metropolitana	-0.021997	-0.0443925
Edad	0.0078409*	0.0031714
N.º de observaciones	4,943	3,207
Prob > chi <sup>2</sup>	0.000	0.000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.080	0.103

Notas: 1/ Los resultados presentados para cada variable explicativa son los efectos marginales obtenidos de un logit multinomial.

2/ Categoría base: Si categoría ocupacional es la de empleado.

3/ \* Significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 10%.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.



**Cuadro D.9**  
**Estimaciones logit multinomial para status laboral según cohorte**  
*Variable dependiente: Categoría ocupacional*

<b>Variables explicativas</b>	<b>1936-1945</b>	<b>1946-1955</b>	<b>1956-1965</b>	<b>1966-1975</b>
<b>Obrero</b>				
Origen				
Indígena de la Amazonía	0.2964457	-0.0344778	-0.0758303	0.0043955
Indígena quechua o aymara	0.2493389 ***	-0.0010249	0.0284036	0.0033911
Negro, mulato o zambo	0.1509684	-0.0009936	0.0274442	0.059908
Mestizo u otro	-0.0154202 *	-0.0216321 *	-0.0123168	0.0088623
Blanco o caucásico (omitida)				
Educación de los padres				
Educación promedio	0.0001018	0.0050735	-0.0194737 *	-0.0180771 *
Diferencia entre ambos	0.0051557 **	0.0419477 **	-0.0020406	-0.0039224
Lugar de residencia				
Costa	-0.0586218	-0.0529469 ***	0.0747788 **	0.0359884 *
Sierra	-0.0503746	-0.0629254	-0.0329605 **	-0.083713 ***
Selva	-0.0612465	0.018408	-0.0216655	-0.1231738 ***
Lima Metropolitana (omitida)				
Lugar de nacimiento				
Nacido en Lima Metropolitana	0.0049572	-0.0033688	-0.0060693	-0.0617132 **
Edad			-0.0127226 *	-0.0143856 *
<b>Patrón o independiente</b>				
Origen		-0.0346883		
Indígena de la Amazonía	-0.272541	-0.0419934	-0.0110929	-0.0490855
Indígena quechua o aymara	-0.1969649	-0.0868886	0.0737192 ***	0.0311617
Negro, mulato o zambo	-0.1771564	-0.0209039 *	0.0461626	-0.1093141
Mestizo u otro	-0.0004606 *	-0.0091624	-0.005436	-0.0305937
Blanco o caucásico (omitida)				
Educación de los padres				
Educación promedio	-0.0044384	0.0116401	-0.0170815 *	-0.0129179 *
Diferencia entre ambos	0.0916173 *	0.0327173	0.0005016	0.0083487
Lugar de residencia				
Costa	0.1069697	0.1167279 ***	-0.0597231	0.0532338 *
Sierra	0.1384272 *	-0.0315296	-0.0399927 ***	0.0759033
Selva	0.0143851	0.0077322	-0.0202305	0.1629759 **
Lima Metropolitana (omitida)				
Lugar de nacimiento				
Nacido en Lima Metropolitana	0.0024408		-0.0714772 ***	0.0015886
Edad			0.0104323	0.005773
N.º de observaciones	941	1,950	2,917	2,342
Prob > chi <sup>2</sup>	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.088	0.092	0.083	0.071

Notas: 1/ Los resultados presentados para cada variable explicativa son los efectos marginales obtenidos de un logit multinomial.

2/ Categoría base: Si categoría ocupacional es la de empleado.

3/ \* Significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 10%.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

**Cuadro D.10**  
**Estimaciones logit multinomial para status laboral según sexo**  
*Variable dependiente: Actividad económica*

Variables explicativas	Hombres	Mujeres
<b>Minería, manufactura, construcción y energía, gas y agua</b>		
Origen		
Indígena de la Amazonía	0.005518	-0.070501
Indígena quechua o aymara	0.025128	-0.035848
Negro, mulato o zambo	-0.106612	-0.065493
Mestizo u otro	-0.006012	-0.037572
Blanco o caucásico <i>(omitida)</i>		
Educación de los padres		
Educación promedio	-0.010282 *	0.002173 *
Diferencia entre ambos	-0.002984	-0.003977 *
Lugar de residencia		
Costa	-0.093999 *	-0.022667 *
Sierra	-0.101985 *	-0.008825 *
Selva	-0.158318 *	-0.044201 *
Lima Metropolitana <i>(omitida)</i>		
Lugar de nacimiento		
Nacido en Lima Metropolitana	-0.012549	-0.003963
Edad	-0.001949 *	-0.000248 *
<b>Comercio y otros servicios</b>		
Origen		
Indígena de la Amazonía	-0.012548	0.067069
Indígena quechua o aymara	-0.047498	0.030785
Negro, mulato o zambo	0.079185	0.032341
Mestizo u otro	-0.006887	0.049426
Blanco o caucásico <i>(omitida)</i>		
Educación de los padres		
Educación promedio	0.022432 *	0.003512 *
Diferencia entre ambos	0.004508	0.001743 *
Lugar de residencia		
Costa	-0.177094 *	-0.099345 *
Sierra	-0.161686 *	-0.137540 *
Selva	-0.236219 *	-0.069374 *
Lima Metropolitana <i>(omitida)</i>		
Lugar de nacimiento		
Nacido en Lima Metropolitana	0.047501 ***	-0.016095
Edad	0.000893 *	-0.000286 **
N.º de observaciones	4,943	3,207
Prob > chi <sup>2</sup>	0.000	0.000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.098	0.087

Notas: 1/ Los resultados presentados para cada variable explicativa son los efectos marginales obtenidos de un logit multinomial.

2/ Categoría base: Si actividad económica en que labora es agropecuaria o pesca.

3/ \* Significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 10%.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

**Cuadro D.11**  
**Estimaciones logit multinomial para status laboral según cohorte**  
*Variable dependiente: Actividad económica*

<b>Variables explicativas</b>	<b>1936-1945</b>	<b>1946-1955</b>	<b>1956-1965</b>	<b>1966-1975</b>
<b>Minería, manufactura, construcción y energía, gas y agua</b>				
Origen				
Indígena de la Amazonía	0.193405	-0.121254	-0.102988 **	-0.014157
Indígena quechua o aymara	0.065250	0.023476	0.016992 ***	-0.046408
Negro, mulato o zambo	0.076487	-0.154633	0.033290	-0.206647 *
Mestizo u otro	0.018473	0.014701	-0.001500 ***	-0.054191
Blanco o caucásico ( <i>omitida</i> )				
Educación de los padres				
Educación promedio	-0.000510 *	-0.006548 *	-0.005030 *	-0.004078 *
Diferencia entre ambos	-0.009235	-0.005175	-0.006659 ***	0.000825
Lugar de residencia				
Costa	-0.096290 *	-0.088747 *	-0.046366 *	-0.064261 *
Sierra	-0.108686 *	-0.088155 *	-0.045971 *	-0.065470 *
Selva	-0.097240 *	-0.117790 *	-0.063518 *	-0.160862 *
Lima Metropolitana ( <i>omitida</i> )				
Lugar de nacimiento				
Nacido en Lima Metropolitana	-0.031087 ***	0.018600	-0.005537 ***	-0.033029
Edad	0.002457	-0.004129 **	-0.001529	-0.006436
<b>Comercio y otros servicios</b>				
Origen				
Indígena de la Amazonía	-0.176167	0.132678	0.027314	0.009991
Indígena quechua o aymara	-0.029454	-0.017023	-0.096936 **	0.018347
Negro, mulato o zambo	-0.128638	0.181958	-0.104124	0.054345
Mestizo u otro	0.035195	0.006761	-0.039991 **	0.046809
Blanco o caucásico ( <i>omitida</i> )				
Educación de los padres				
Educación promedio	0.011311 *	0.016735 *	0.013533 *	0.011788 *
Diferencia entre ambos	0.009838	0.005519	0.005661	-0.000952
Lugar de residencia				
Costa	-0.234328 *	-0.191384 *	-0.076466 *	-0.167082 *
Sierra	-0.355766 *	-0.197560 *	-0.057860 *	-0.116508 *
Selva	-0.348654 *	-0.290000 *	-0.081369 *	-0.185256 *
Lima Metropolitana ( <i>omitida</i> )				
Lugar de nacimiento				
Nacido en Lima Metropolitana	0.120994 **	-0.007577	0.042068 ***	0.011086
Edad	-0.002213	0.001145 **	0.001325	0.008329
N.º de observaciones	941	1,950	2,917	2,342
Prob > chi <sup>2</sup>	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.126	0.099	0.074	0.065

Notas: 1/ Los resultados presentados para cada variable explicativa son los efectos marginales obtenidos de un logit multinomial.

2/ Categoría base: Si actividad económica en que labora es agropecuaria o pesca.

3/ \* Significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 10%.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

**Cuadro D.12**  
**Estimaciones probit binomial para status laboral según sexo**  
*Variable dependiente: Pertenecer al sector público*

Variables explicativas	Hombres	Mujeres
Origen		
Indígena de la Amazonía	0.0934307	0.1148773
Indígena quechua o aymara	0.0518407	0.0516538
Negro, mulato o zambo	-0.0486133	0.1024392
Mestizo u otro	0.0735876 **	0.0774342 **
Blanco o caucásico <i>(omitida)</i>		
Educación de los padres		
Educación promedio	0.0155767 *	0.0193983 *
Diferencia entre ambos	0.001891	-0.0015946
Lugar de residencia		
Costa	0.0443128 **	0.0534665 **
Sierra	0.162359 *	0.0694169 *
Selva	0.1163133 *	0.098412 *
Lima Metropolitana <i>(omitida)</i>		
Lugar de nacimiento		
Nacido en Lima Metropolitana	0.0238543	-0.0019193
Edad	0.0008393	0.0002087
N.º de observaciones	4,943	3,207
Prob > chi <sup>2</sup>	0.000	0.000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.062	0.078

Notas: 1/ Los resultados presentados para cada variable explicativa son los efectos marginales obtenidos de un probit binomial.

2/ \* Significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 10%.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

**Cuadro D.13**  
**Estimaciones probit binomial para status laboral según cohorte**  
*Variable dependiente: Pertenecer al sector público*

<b>Variables explicativas</b>	<b>1936-1945</b>	<b>1946-1955</b>	<b>1956-1965</b>	<b>1966-1975</b>
Origen				
Indígena de la Amazonía	-0.0309429	0.088703	0.242297**	0.046469
Indígena quechua o aymara	0.012787	0.120422	0.034489	0.076341***
Negro, mulato o zambo	-	-0.093001	0.040446	0.186749
Mestizo u otro	0.0081364	0.110492**	0.085645***	0.075046**
Blanco o caucásico <i>(omitida)</i>				
Educación de los padres				
Educación promedio	0.0117528*	0.020995*	0.019368*	0.013245*
Diferencia entre ambos	-0.0067542	0.001271	0.001041	-0.001897
Lugar de residencia				
Costa	-0.0326917	0.028181	0.122675*	0.030200
Sierra	0.0047667	0.118424*	0.204630*	0.090773*
Selva	-0.0256883	0.061791	0.214791*	0.094362*
Lima Metropolitana <i>(omitida)</i>				
Lugar de nacimiento				
Nacido en Lima Metropolitana	0.0422388	0.034868	0.067734***	-0.039955
Edad	-0.0027749	-0.006447	0.003135	0.008618*
N.º de observaciones	941	1,950	2,917	2,342
Prob > $\chi^2$	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.096	0.083	0.084	0.065

Notas: 1/ Los resultados presentados para cada variable explicativa son los efectos marginales obtenidos de un probit binomial.

2/ \* Significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 10%.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

**Cuadro D.14**  
**Estimaciones probit binomial para migración según sexo**  
*Variable dependiente: Haber migrado de distrito*

Variables explicativas	Hombres	Mujeres
Origen		
Indígena de la Amazonía	-0.042782	-0.080311
Indígena quechua o aymara	0.045879	0.062688
Negro, mulato o zambo	-0.052559	0.106089
Mestizo u otro	-0.009717	0.028358
Blanco o caucásico ( <i>omitida</i> )		
Educación de los padres		
Educación promedio	-0.001823	-0.001065
Diferencia entre ambos	0.002094	0.000684
Lugar de residencia		
Costa	-0.540092*	-0.568848*
Sierra	-0.642935*	-0.622881*
Selva	-0.544093*	-0.617049*
Lima Metropolitana ( <i>omitida</i> )		
Lugar de nacimiento		
Nacido en Lima Metropolitana	-0.292840*	-0.307714*
Edad	0.002211*	0.001658***
N.º de observaciones	4,943	3,207
Prob > chi <sup>2</sup>	0.000	0.000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.170	0.163

Notas: 1/ Los resultados presentados para cada variable explicativa son los efectos marginales obtenidos de un probit binomial.

2/ \* Significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 10%.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

**Cuadro D.15**  
**Estimaciones probit binomial para migración según cohorte**  
*Variable dependiente: Haber migrado*

Variables explicativas	1936-1945	1946-1955	1956-1965	1966-1975
Origen				
Indígena de la Amazonía	0.030503	0.023150	-0.155327***	-0.035236
Indígena quechua o aymara	0.100171	0.017233	0.070545	0.054280
Negro, mulato o zambo	-0.217964	-0.013895	0.071428	0.002292
Mestizo u otro	0.082728	0.004567	0.003279	-0.017124
Blanco o caucásico <i>(omitida)</i>				
Educación de los padres				
Educación promedio	0.000847	-0.000446	-0.002349	-0.002887
Diferencia entre ambos	-0.006261	0.002734	0.003024	-0.000570
Lugar de residencia				
Costa	-0.605829*	-0.539311*	-0.550568*	-0.547250*
Sierra	-0.799789*	-0.621727*	-0.634885*	-0.571499*
Selva	-0.674799*	-0.576126*	-0.561473*	-0.559436*
Lima Metropolitana <i>(omitida)</i>				
Lugar de nacimiento				
Nacido en Lima Metropolitana	-0.122542	-0.256503*	-0.306343*	-0.323291*
Edad	0.000898	0.000380	0.000517	0.011670*
N.º de observaciones	941	1,950	2,917	2,342
Prob > chi <sup>2</sup>	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.276	0.186	0.161	0.140

Notas: 1/ Los resultados presentados para cada variable explicativa son los efectos marginales obtenidos de un probit binomial.

2/ \* Significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 10%.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

**Cuadro D.16**  
**Efecto de nivelar las “circunstancias” sobre la desigualdad según sexo**

	Índice de Gini		Índice de Theil	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
<b>Observado</b>	0.56772	0.60966	0.76049	0.87074
<b>Efecto directo de igualar las circunstancias</b>				
<i>Límite inferior</i>	0.54329	0.58085	0.68497	0.78156
Media	0.54332	0.58089	0.68504	0.78162
<i>Límite superior</i>	0.54335	0.58093	0.68512	0.78168
Participación (ED)	4.3%	4.7%	9.9%	10.2%
<b>Efecto total de igualar las circunstancias</b>				
<i>Límite inferior</i>	0.52340	0.56561	0.63097	0.75354
Media	0.52342	0.56586	0.63101	0.75513
<i>Límite superior</i>	0.52344	0.56611	0.63106	0.75676
Participación (ET)	7.8%	7.2%	17.0%	17.0%
<b>Efecto indirecto de igualar las circunstancias</b>				
Participación (ET-ED)	3.5%	2.5%	7.1%	6.8%
<b>Efecto indirecto de tratar los esfuerzos observados como circunstancias</b>				
<i>Límite inferior</i>	0.53212	0.58059	0.69186	0.83096
Media	0.53218	0.58069	0.69209	0.83142
<i>Límite superior</i>	0.53223	0.58079	0.69232	0.83193
Participación (EE)	6.3%	4.8%	9.0%	4.5%
<b>Efecto total de tratar los esfuerzos observados como circunstancias</b>				
Participación (ED+EE)	10.6%	9.5%	18.9%	14.8%

Notas: 1/ Resultado de una simulación de Monte Carlo de 1000 repeticiones.  
Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.



**Cuadro D.17**  
**Efecto de nivelar las “circunstancias” sobre la desigualdad según cohorte**

	Índice de Gini				Índice de Theil			
	1936-1945	1946-1955	1956-1965	1966-1975	1936-1945	1946-1955	1956-1965	1966-1975
<b>Observado</b>	0.60708	0.58346	0.59796	0.55674	0.70285	0.77662	0.89507	0.72449
<b>Efecto directo de igualar las circunstancias</b>								
<i>Límite inferior</i>	0.58230	0.56894	0.56885	0.52153	0.62975	0.72310	0.79642	0.61883
Media	0.58268	0.56902	0.56891	0.52157	0.63078	0.72325	0.79661	0.61891
<i>Límite superior</i>	0.58299	0.56910	0.56896	0.52162	0.63166	0.72340	0.79677	0.61900
Participación (ED)	4.0%	2.5%	4.9%	6.3%	10.3%	6.9%	11.0%	14.6%
<b>Efecto total de igualar las circunstancias</b>								
<i>Límite inferior</i>	0.54558	0.54948	0.55633	0.51103	0.54250	0.66313	0.73340	0.59877
Media	0.54596	0.54967	0.55645	0.51107	0.54373	0.66388	0.73366	0.59884
<i>Límite superior</i>	0.54634	0.54989	0.55656	0.51112	0.54501	0.66466	0.73391	0.59892
Participación (ET)	10.1%	5.8%	6.9%	8.2%	22.6%	14.5%	18.0%	17.3%
<b>Efecto indirecto de igualar las circunstancias</b>								
Participación (ET-ED)	6.0%	3.3%	2.1%	1.9%	12.4%	7.6%	7.0%	2.8%
<b>Efecto indirecto de tratar los esfuerzos observados como circunstancias</b>								
<i>Límite inferior</i>	0.54928	0.54997	0.56738	0.53258	0.56543	0.71530	0.85958	0.69657
Media	0.54946	0.55021	0.56747	0.53270	0.56597	0.71637	0.86015	0.69703
<i>Límite superior</i>	0.54963	0.55041	0.56755	0.53283	0.56647	0.71720	0.86079	0.69752
Participación (EE)	9.5%	5.7%	5.1%	4.3%	19.5%	7.8%	3.9%	3.8%
<b>Efecto total de tratar los esfuerzos observados como circunstancias</b>								
Participación (ED+EE)	13.5%	8.2%	10.0%	10.6%	29.7%	14.6%	14.9%	18.4%

Notas: 1/ Resultado de una simulación de Monte Carlo de 1000 repeticiones.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.

**Cuadro D.18**  
**Efecto total de nivelar cada variable de “circunstancia” sobre la desigualdad según cohorte**

	Coeficiente de Gini			
	1936-1945	1946-1955	1956-1965	1966-1975
Observado	0.6071	0.5835	0.5980	0.5567
Igualando origen étnico	0.6015	0.5750	0.5911	0.5505
Igualando educación de padres	0.5573	0.5512	0.5671	0.5359
Igualando lugar de residencia	0.5892	0.5713	0.5931	0.5577
Igualando lugar de nacimiento	0.5939	0.5795	0.5925	0.5512
Igualando edad	0.6061	0.5795	0.5806	0.5550

Notas: 1/ Resultado de una simulación de Monte Carlo de 1000 repeticiones.

Fuente: ENAHO-2001 del cuarto trimestre elaboradas por el INEI. Elaboración propia.