

DOCUMENT DE TRAVAIL

DT/99/07

Ajuste económico, desigualdad y movilidad

Javier HERRERA

Ajuste económico, desigualdad y movilidad

Javier Herrera¹

Abstract

The analyses of the evolution of inequalities in Peru rely generally on the comparison, year by year, of static indicators (Gini coefficients) that, besides their inherent ambiguities (as when Lorenz curves cross), do not allow us to answer the crucial question of whether poverty is a permanent characteristic of the same households or if it is a transitory phenomenon experienced by a great number of households. On the base of a panel of households built from the ENNIV surveys carried out by Cuánto, a more tinged image appears. Contrary to the idea of a highly hierarchical society, the mobility indicators for Metropolitan Lima suggest an important degree of fluidity between different economic strata and also between states of poverty and of non poverty between 1985 and 1996. The multinomial ordered probit econometric models explaining the probability of a household to go through different states indicates that household composition, the possession of assets and the education level are all decisive factors explaining transitions between different states of poverty and no-poverty.

Resumen

Los análisis de la evolución de la desigualdad en el Perú utilizan indicadores estáticos (coeficientes de Gini) que, además de sus ambigüedades inherentes, no permiten saber en que medida la pobreza es una característica permanente de los mismos hogares o si es más bien un fenómeno transitorio por el cuál un gran número de hogares atraviesan. Sobre la base de un panel de hogares construido a partir de las encuestas ENNIV realizadas por Cuánto aparece una imagen más matizada. Así, contrariamente a la idea de una sociedad fuertemente jerarquizada, los indicadores de movilidad para Lima Metropolitana entre 1985 y 1996 sugieren un grado importante de fluidez entre los diferentes estratos de gastos y también entre estados de pobreza y de no pobreza. El modelo econométrico de tipo probit multinomial (ordenado y no ordenado) explicando la probabilidad de un hogar de transitar entre los diferentes estados indica que la composición del hogar, la posesión de activos, el grado de educación son factores determinantes de las entradas y salidas de la pobreza.

¹Economista, encargado de investigación en el Instituto de Investigación para el Desarrollo (IRD), Paris y del Grupo de interés científico DIAL (Desarrollo e Inserción Internacional). E-mail : Herrera@dial.prd.fr. El autor agradece al Instituto Cuánto S.A. por haberle brindado acceso a las encuestas ENNIV.

Tabla des materias

1.	Algunos alcances y limitaciones del estudio.....	7
2.	Evolución macroeconómica reciente y sus implicaciones para la movilidad.....	7
3.	Evolución de la pobreza, de la desigualdad y polarización de la distribución.....	14
3.1.	Evolución de la pobreza.....	14
3.2.	Evolución de la desigualdad.....	16
3.3.	Desigualdad y polarización de la distribución.....	19
4.	La construcción de un panel de hogares.....	21
4.1.	El sesgo de selección.....	22
5.	La movilidad, conceptos y medición.....	22
5.1.	Los conceptos de la movilidad.....	23
5.2.	Los indicadores sintéticos de la movilidad.....	25
5.2.1.	Los coeficientes de correlación.....	25
5.2.2.	La regresión hacia la media.....	26
5.2.3.	Las matrices de transición.....	27
5.2.4.	La movilidad observada entre 1985 y 1994.....	29
5.2.5.	La independencia de las distribuciones del gasto.....	30
a)	El test de Pearson chi-2.....	30
b)	El índice de Cramer.....	31
6.	Los indicadores de movilidad a partir de las matrices de transición.....	32
6.1.	La tasa de inmovilidad.....	32
6.2.	El salto absoluto promedio.....	33
7.	Los indicadores de movilidad de Fields y Ok.....	34
7.1.	El índice de la movilidad simétrica.....	35
7.2.	El índice de la movilidad direccional.....	36
7.3.	Sensibilidad de los indicadores de movilidad de Fields/Ok a la calidad de datos.....	36
7.3.1.	El periodo 1994-1996.....	40
8.	Entradas y salidas de la pobreza.....	41
9.	El modelo explicativo de las transiciones de pobreza.....	43
10.	Los determinantes de la movilidad y pobreza crónica.....	44
10.1.	Los factores demográficos.....	45
10.1.1.	Las características del hogar :.....	45

10.1.2. Las características del jefe del hogar.....	45
10.2. Los ingresos del hogar	46
11. El sesgo de selección	47
12. La pobreza crónica.....	48
13. Resultados de los modelos econométricos.....	48
13.1. Pobreza crónica	49
13.2. Las transiciones entre pobreza y no pobreza.....	49
Conclusiones.....	54
BIBLIOGRAFIA.....	55
ANEXOS.....	61

El retorno al crecimiento en la segunda mitad de la década de los 90 ha despertado un interés creciente por la distribución del ingreso y en particular por la evolución de la desigualdad. ¿Los frutos del crecimiento de la segunda mitad de los años 1990 se repartieron equitativamente entre todos los sectores de la población? Los diferentes análisis de la dinámica de desigualdad y de la pobreza en el Perú constatan una evolución pro-cíclica de la pobreza con una cierta permanencia del grado de desigualdad. Así, se encuentra que los coeficientes de Gini o de Foster, Greer y Thorbecke (FGT) han variado muy poco en los últimos 15 años. Sin embargo, en estas comparaciones diacrónicas, implícitamente se asume que los pobres constituyen una categoría fija de hogares presentando características específicas y de carácter permanente. Se presume que no ha habido (o muy poca) redistribución hacia los segmentos bajos de la distribución del ingreso.

Esta visión es confortada por un cierto número de estudios sociológicos que tienden a caracterizar el Perú, por lo menos hasta los años 70, como una sociedad fuertemente jerarquizada, marcada por la discriminación étnica contra la población de origen andino y una fuerte concentración del poder económico y político entre las manos de las mismas familias². Otros trabajos realizados desde una perspectiva antropológica publicados a partir de los años 80 sugieren, al contrario, la existencia de una fuerte movilidad ascendente, en particular de poblaciones inmigrantes de la sierra en Lima³. En la década del ochenta y del noventa la emergencia de nuevas clases medias ligadas a la pequeña empresa y el declive de los antiguos sectores medios que acompañaron el proceso de industrialización y la expansión del sector público en la década del sesenta ha dado un nuevo rostro al Perú.

Por otro lado, los cambios profundos en el contexto macroeconómico de los últimos 15 años (la hiperinflación, la variación de los precios relativos como consecuencia de la liberalización de los precios controlados, la liberalización en la legislación laboral y en la estructura del empleo, etc.) apuntan hacia una modificación importante en la distribución del ingreso en la medida que dichos desarrollos, al no afectar de manera homogénea a la población, tienden a provocar cambios en las posiciones relativas en la distribución del ingreso.

Los análisis de la evolución de la desigualdad y de la pobreza hasta ahora realizados son insuficientes por diversas razones. Desde un punto de vista de la medida de la pobreza o de la desigualdad, la evolución de los índices FGT o del coeficiente de Gini son difíciles de interpretar cuando las curvas de Lorenz se cruzan, como es el caso de Lima Metropolitana en la década del 90. Otro tipo de aproximación, fundada sobre la dominancia estocástica de segundo o tercer orden de la curva de Lorenz es necesaria⁴. Por otro lado, los coeficientes de Gini son insensibles a

² Véase Anaya (1990), Bourricaud (1967), Malpica (1968). Estudios más recientes y realizados desde una perspectiva más amplia son los de Portocarrero (1993b) y Ugarteche (1998).

³ Golte y Adams (1987), Golte (1995), Adams y Valdivia (1991), Matos Mar (1984).

⁴ Véase Cowell (1998). Para una aplicación al caso peruano véase Robles (1997).

cambios en la distribución de los hogares que se encuentran próximos de los estratos medios de la distribución del ingreso. Ahora bien, la compresión del empleo público y las reformas laborales han afectado al asalariado moderno que se encuentra precisamente en la categorías intermedias de la distribución del ingreso. De confirmarse la importancia de la movilidad de ingresos, ello implicaría modificar nuestro juicio respecto al grado de desigualdad. Así, se puede considerar que, entre dos sociedades con el mismo grado de desigualdad, aquella que presenta una mayor movilidad, es decir una menor rigidez o permanencia de la jerarquías, es más igualitaria.

Solo el seguimiento de los **mismos hogares** en el tiempo puede brindar la información necesaria a fin de determinar si la pobreza es una característica permanente de cierto tipo de hogares o si es más bien un fenómeno transitorio⁵. Esta distinción tiene implicaciones para las políticas de lucha contra la pobreza y la caracterización de la desigualdad. Es probable que las características de la población crónicamente pobre sean distintas de las de aquellos que transitan entre estados de pobreza y no- pobreza y que por consiguiente se necesite políticas específicas atacando estos factores específicos tanto para disminuir la pobreza crónica como la vulnerabilidad de la población⁶.

El presente artículo trata de la medición de la movilidad económica de un panel de hogares construido a partir de las encuestas ENNIV realizadas por el Instituto Cuánto y de sus posibles explicaciones. El artículo se divide en dos partes. Luego de exponer algunas de las limitaciones y alcances de este trabajo preliminar, la primera parte estará consagrada a la presentación de los conceptos e indicadores de movilidad para enseguida dar cuenta de los resultados en cuanto al grado de movilidad observado entre 1985 y 1996. En esta sección se tratarán también diversos problemas conceptuales y metodológicos. En la segunda parte presentaré un esbozo de modelo explicativo de la movilidad acompañado de una primera tentativa de estimación econométrica. Se tratará en particular de responder a las preguntas siguientes :

¿Cuán importante ha sido la movilidad de ingresos en el Perú?, ¿Cómo ha variado en el curso de las diferentes fases de crecimiento y régimen de política económica? ¿Cuáles son las características de los hogares que se encuentran en situación de pobreza crónica y aquellos que entran y salen de la pobreza? ¿Qué cambios en dichas características están asociadas con esas transiciones ascendentes o descendentes?

⁵ Esta es la preocupación central de Duncan, G, R. Lee, M. Hill (1983).

⁶ Trabajos recientes postulan que la existencia (o la aceleración) de la movilidad puede contribuir a una mejor aceptación de las medidas de austeridad o incluso a oponerse a políticas redistributivas operando a través de la fiscalidad. La fluidez de las oportunidades creadas, más que la disminución de la desigualdad, permitirían un consenso mayor respecto a las políticas económicas de ajuste implementadas. Ver en este respecto Akerloff (1997), Bénamou y Ok (1998), Woojin Lee; J. Roemer (1998) y Piketti, T. (1995).

1. Algunos alcances y limitaciones del estudio

El estudio presentado aquí se limita al caso de Lima Metropolitana. De esta manera se ha querido evitar diversos problemas de orden metodológico en el tratamiento de datos⁷, ya bastante complicados debido a la incidencia de la hiperinflación. Otra razón que justifica la restricción al caso de Lima Metropolitana es la rapidez y la importancia de los cambios socio-demográficos ocurridos en la capital, en buena parte debido a las corrientes migratorias internas. Los nuevos limeños han modificado profundamente el paisaje económico creando pequeñas empresas familiares, muchas de las cuales han logrado capear la crisis y aprovechar del rebrote del crecimiento⁸.

Conviene precisar que lo que se estudiará es la movilidad económica de corto plazo, al interior de un ciclo de vida y ligada a cambios en la política y contexto macroeconómico y no la movilidad inter-generacional (para lo cual se necesita la acumulación de encuestas sobre varios años) ni la movilidad todo a lo largo de un ciclo de vida (a pesar que ciertos efectos de ella pueden presentarse en nuestro estudio). La movilidad económica que se ha retenido no es la única forma de movilidad que puede considerarse. En un país en el cual los prejuicios étnicos han predominado en gran parte de su historia, la movilidad en el empleo, en los cargos políticos, en la educación, en el acceso a la cultura, etc. son otras dimensiones que podrían estudiarse del mismo fenómeno y que escapan a los alcances del presente estudio.

El concepto de ingreso que nos interesa de aproximar es el de ingreso permanente. En este sentido, hemos optado por estudiar la movilidad a través los gastos de los hogares y no a través de los ingresos corrientes que son bastante volátiles. Por otro lado, se postula que el hogar es la unidad de análisis pertinente, las decisiones de participación en el mercado de trabajo, educación, los activos del hogar, por no citar sino algunas, son decisiones o factores supra-individuales cuya incidencia en la movilidad deberá ser valorada.

2. Evolución macroeconómica reciente y sus implicaciones para la movilidad

En los últimos treinta años se han producido una serie de cambios profundos en la sociedad peruana. Ellos han implicado una radical redistribución de la población entre áreas rurales y urbanas en favor de estas últimas gracias no sólo a la migración del campo a la ciudad, sino

⁷ Como por ejemplo la interferencia de las disparidades regionales de niveles de precios, la imputación de precios para los productos de autoconsumo, el problema de la valoración de activos heterogéneos y sin un verdadero mercado (tierra, vivienda), etc.

también por efecto de la urbanización creciente de ciudades localizadas en la sierra. Actualmente, alrededor de 70% de la población es urbana (sólo 35% y 47% en 1940 y 1961, respectivamente) y Lima, cuya población se ha multiplicado por dos en veinte años es la ciudad que concentra el mayor porcentaje de la población total (cerca de 33%) y de la actividad económica (54% del PIB)⁹. Por otro lado, la economía peruana ha experimentado en las dos últimas décadas la mayor crisis de su historia republicana. Tal ha sido la regresión, que en 1989 el nivel de consumo per cápita correspondía al de 15 años atrás. La evolución no ha sido regular, tanto los regímenes de política económica como de crecimiento fueron bastante diversos; hubieron fases de política expansiva neo-populista y otras de política liberal al mismo tiempo que fases de crecimiento fueron seguidas de fases de disminución drástica de la actividad económica. Sin entrar en los pormenores de esta evolución¹⁰, cabe subrayar que las encuestas que serán analizadas tienen la ventaja de haber sido realizadas en los puntos diferentes de la evolución política y económica del país.

Con la disponibilidad de bases de datos longitudinales de desigualdad¹¹, existen crecientes estudios sobre la relación entre crecimiento y desigualdad tendiendo en particular a probar (o refutar) la hipótesis de Kuznets¹² según la cual las desigualdades aumentan en las fases iniciales del crecimiento y luego disminuyen una vez alcanzados niveles elevados de ingreso per cápita. Las conclusiones de estos estudios empíricos no han logrado establecer un lazo claro entre crecimiento y desigualdad (Atkinson, 1997).

Antes de presentar los indicadores de movilidad, examinaremos algunos hechos estilizados de la evolución económica sobre el periodo 1985-1996 que pueden haber tenido un impacto sobre la movilidad y la desigualdad. Enseguida presentaremos la evolución de la desigualdad para el caso de Lima Metropolitana y examinaremos la robustez de las comparaciones inter-temporales de la desigualdad.

A lo largo del periodo 1985-1996 pueden distinguirse tres fase distintas de crecimiento: la primera abarca los primeros años del gobierno de Alan García en los que se llevó a cabo una política expansiva del gasto y del empleo público, años en los que el PIB per cápita creció de 6.9% y 6.2% por año para luego caer brutalmente de alrededor de 10 por ciento en 1988 al mismo tiempo que se procede a un reajuste de los precios y se restringe en el gasto público. Se produjo entonces una aceleración de la inflación que alcanzó niveles inéditos en la historia económica peruana. La segunda fase la inaugura el gobierno de Fujimori quien implementa muy rápidamente en agosto de

⁸ Ver Mendoza (1997) y Villarán (1998) y Portocarrero (1998a).

⁹ INEI (1998). Para un recuento de los principales cambios demográficos véase Amat y León y Monroe (1998).

¹⁰ Para un análisis del periodo 1990-1997 véase Gonzales de Olarte (1998) y Dancourt (1997).

¹¹ Deininger, K., L. Squire (1996), (1997).

1990 y en los meses que siguieron un paquete de medidas suprimiendo los subsidios, reduciendo el peso del Estado, liberalizando los precios y desmantelando la protección laboral. Sólo a partir de 1993 (la tercera fase) las tasas de crecimiento volverán a ser positivas, registrándose ese año un rebrote espectacular más no sorprendente (dado los bajos niveles del PIB per cápita). Se controló igualmente la inflación, la cual regresó a sus niveles históricos (de 10%) hacia 1995. Al final de la década el PIB per cápita solo pudo regresar al mismo nivel que tenía en 1985, al principio del periodo.

La disminución del gasto público se acompañó de una disminución importante del empleo público que invirtió la progresión que se dio durante el gobierno de García. Así, el empleo público luego de aumentar en más de 130,000 personas entre 1981 y 1987, se contrae en cerca de 157,00 entre 1989 y 1996 (-40%) de los cerca de la mitad dejaron la función pública en 1990 y 1991. La participación del empleo público en la PEA ocupada se redujo de casi la mitad, alcanzando una proporción (8%) incluso más baja que la que prevalecía en 1970 antes de la expansión del aparato del Estado bajo el gobierno de Velazco. Por otro lado, el empleo privado disminuyó ligeramente durante los años de recesión de Alan García para enseguida aumentar de manera sostenida durante los años 90¹³. Cabe notar que el crecimiento del empleo formal ocurrió exclusivamente en la categoría de empresas de menos de 60 personas y en la categoría de trabajadores profesionales independientes (Saavedra et al. 1998:30).

Otro punto que debe destacarse es la fuerte progresión del empleo informal que pasa de 18% a 28% en los años 80 y llega a más de 50% en la primera mitad de los años 90. La pretendida naturaleza anti-cíclica del empleo informal no es corroborada por los datos pues dicho tipo de empleo aumentó tanto durante la recesión que en el curso del rebrote de los años 1994-96. Sobre el conjunto del periodo 1989-1996, los efectivos en el empleo informal aumentaron en términos netos de cerca de 400,000 mientras que el empleo formal progresó de alrededor de 220,000 nuevos miembros (ver cuadro), incremento que se concentró sobre el periodo 1993-1995. Los empleos creados en el sector informal durante este periodo son también de carácter distinto al tradicional. Se trata de empleos creados por 2/3 en sectores de producción y en menos de 1/3 en el comercio al por menor (ambulantes) cuya productividad es sin duda más baja que la de los primeros. Sobre la base de las encuestas del MTPS, Saavedra muestra que los sectores de construcción informal y las micro-empresas manufactureras y de comercio fueron las que crecieron más en términos de creación de empleos en Lima metropolitana (Saavedra et al, 1998:82)

¹² Estudios sobre paneles incluyendo numerosos países son los de Chen, Datt y Ravallion (1995) y de Gotschalk y Joyce (1998). El caso específico de países latinoamericanos es tratado por Altimir (1994), Berry (1998a) (1998b), Londoño y Székely (1997), Sheahan (1997), de Janvry y Sadoulet (1996) y Fiszben y Psacharopoulos (1995) y Lustig (1994).

¹³ Ver Saavedra et al (1998) para un análisis detallado de la recomposición del empleo y los ingresos urbanos entre 1989 y 1996.

Otro aspecto de los cambios ocurridos que tiene implicaciones sobre la movilidad es el relativo a las reformas laborales¹⁴ que tocaron esencialmente a la estabilidad laboral y a la intervención del Estado en la fijación de remuneraciones. Esto trajo por un lado un aumento del trabajo precario y una mayor rotación de los trabajadores (Gamero, 1997:345). La proporción de trabajadores estables dentro del total pasó de 65% en 1989 a 59% en 1990 hasta caer a 42% en 1994 (Verdera, 1997:22). Ambos fenómenos son portadores potenciales de movilidad económica (descendente sin duda para los trabajadores calificados que dejan el empleo perdiendo así la bonificación de ancianidad y ascendente quizás para los nuevos trabajadores que ingresan en el mercado).

Cuadro 1: Lima Metropolitana : Evolución del empleo, de la estructura del empleo y de los ingresos mensuales según tipo de empleo

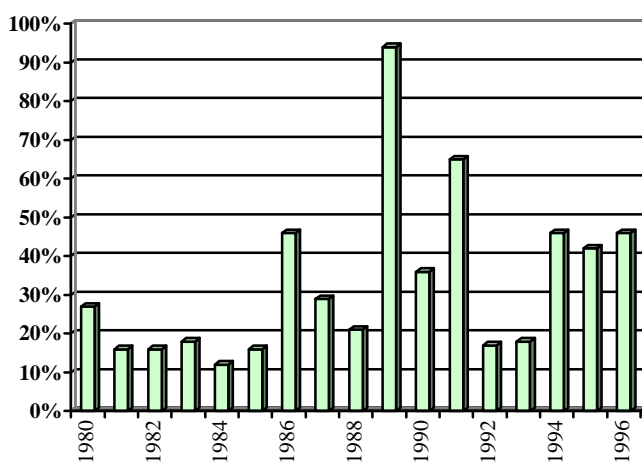
Evolución del Empleo	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
PEA	100	100,1	100,2	100,0	108,6	111,6	123,1	120,5
PEA (miles)	2 312,3	2 314,8	2 317,0	2 312,2	2 511,3	2 581,2	2 845,8	2 786,4
Trabajadores Formales	100,0	94,2	95,2	89,4	100,6	105,0	110,8	105,2
Formal privado	100,0	95,8	101,3	96,8	110,8	121,2	127,4	125,3
Público	100,0	90,6	81,2	72,5	77,4	68,3	73,0	59,6
Trabajadores Informales	100,0	107,3	106,4	113,0	118,5	119,8	138,2	139,3
Microempresa no estructurada	100,0	152,0	138,5	175,5	228,5	197,5	256,0	300,2
Independientes + trabajadores del hogar + TFNR	100,0	103,4	103,6	107,5	108,8	112,9	127,9	125,2
Estructura del empleo								
Trabajadores Formales	55,1	51,9	52,4	49,3	51,1	51,9	49,6	48,1
Formal privado	38,3	36,6	38,7	37,0	39,0	41,6	39,6	39,8
Público	16,9	15,3	13,7	12,3	12,0	10,3	10,0	8,4
Trabajadores Informales	44,8	48,1	47,6	50,7	48,9	48,1	50,4	51,9
Microempresa no estructurada	3,6	5,5	5,0	6,4	7,6	6,4	7,5	9,0
Independientes + trabajadores del hogar + TFNR	41,2	42,6	42,6	44,3	41,3	41,7	42,8	42,8
Evolución de los ingresos								
PEA ocupada	100,0	28,8	98,7	103,5	99,3	116,0	122,4	110,1
Trabajadores Formales	100,0	25,6	94,0	113,7	101,3	127,1	141,0	118,8
Formal privado	100,0	58,9	143,8	180,5	122,9	200,9	242,5	163,8
Público	100,0	25,3	72,2	99,2	80,9	90,0	107,3	115,6
Trabajadores Informales	100,0	27,1	109,4	111,8	109,8	123,5	147,5	120,1
Microempresa no estructurada	100,0	21,3	99,8	100,5	95,4	131,2	136,0	105,8
Independientes + trabajadores del hogar + TFNR	100,0	22,5	96,3	140,0	118,0	144,4	150,2	129,2

Fuente : Elaborado a partir de Saavedra et al (1998:30, 54) en base de fuentes del MTPS.

¹⁴ Un recuento exhaustivo de las reformas laborales se encuentra en Verdera (1994), (1997) y (1998), Garavito (1997), Saavedra (1997), (1998a), Saavedra et al (1998), y Gamero (1997).

No sólo la composición del empleo según sectores institucionales cambió durante el periodo 1989-1996; los ingresos absolutos y relativos variaron también fuertemente. La fuerte fluctuación de la inflación tuvo un impacto sobre los niveles reales de ingreso a través de dos canales. El primero fue la disminución de los ingresos contractuales, es decir los sueldos y salarios en relación a los ingresos no contractuales, en particular el de los independientes y trabajadores con convenios colectivos de indexación salarial.

Gráfico 1 : Variación de precios relativos



Fuente: Elaboración del autor a partir de INEI.

El segundo efecto operó a través de los precios relativos los cuales variaron fuertemente durante el periodo analizado. Así, el coeficiente de variación de los precios de los 8 principales grupos que era de alrededor de 15% entre 1981 y 1985, pasó bruscamente a casi 50% con el inicio de la hiperinflación y alcanzó su punto culminante de casi 100% en 1989 y se mantuvo elevado durante 3 años. A partir de 1994, cuando la inflación se estabiliza, se observa nuevamente una fuerte variación de los precios relativos, ligada esta vez a los reajustes de precios de servicios que ocurrieron luego de las privatizaciones de empresas publicas. El segundo efecto se dio a través de la recomposición del gasto. En efecto, durante la caída de los ingresos, variaron sin duda las proporciones del gasto de los hogares en favor de los productos esenciales de la canasta y por lo tanto modificándose la composición de la demanda destinada al sector privado de la economía y por ende los ingresos relativos al interior de este sector.

Como resultado de la inflación, de la variación de precios relativos, de las reformas laborales, de la demanda agregada y del volumen del empleo público, los ingresos promedio tuvieron una evolución bastante contrastada durante el periodo 1989-1996. Estos fenómenos implicaron una espectacular caída de ingresos reales no sólo por las proporciones involucradas sino también por la

rapidez en la que ocurrió. En solo dos años (entre 1989 y 1990), el ingreso promedio cayó de 67%. Veremos más abajo en qué medida ello implicó una movilidad de ingreso descendente para una gran mayoría de hogares. Esta disminución fue bastante diferenciada en la medida que los asalariados del sector privado vieron sus ingresos caer de “solo” 41% mientras que los ingresos reales de los trabajadores del sector público y los informales bajaron de casi 75% (ver cuadro). En términos relativos los asalariados del sector privado lograron aumentar sus ingresos (respecto al promedio de la PEA ocupada) durante todo el periodo examinado mientras que los asalariados del sector público intercambiaron posiciones con los trabajadores del sector informal; invirtiendo posiciones relativas entre 1989-1991 y volviéndolas a recuperarlas a partir de 1992.

En los dos gráfico siguientes se muestran dos aspectos de la variabilidad de los ingresos promedio por ramas de actividad en Lima Metropolitana. En el primero se observa la dispersión de los ingresos año tras año, lo cual es un indicador del grado de “deformación” de la estructura de ingresos. Se hace dos constataciones: la dispersión de los ingresos cada año ha sido relativamente elevada (no menos de 40% del ingreso promedio) y, más importante, esta dispersión ha fluctuado fuertemente, alcanzando picos en 1990, 1992 y 1995. En el segundo gráfico se aprecia la variabilidad de los ingresos reales promedio de los asalariados e independientes y en cada una de las ramas de actividad. De nuevo se constata una gran diferenciación en el grado de variabilidad, en el tiempo esta vez, del ingreso promedio. Lógicamente, los ingresos de los asalariados, en gran parte contractuales variaron menos que los ingresos reales de los independientes. La variabilidad en el tiempo según ramas fue más modesta, en particular para las ramas cuyo peso en la estructura del empleo es preponderante (entre 5% y 10% de sus ingresos reales promedios respectivos). Sin embargo, dada la fuerte disparidad de niveles de ingreso observada en el primer gráfico, una variabilidad relativamente modesta puede conllevar fuertes variaciones en las posiciones relativas de ingreso de los trabajadores de cada una de las ramas. Esto muy probablemente tendrá un efecto sobre la desigualdad y la movilidad.

Gráfico 2 : Evolución de la dispersión de los ingresos promedio de ramas de actividad(Lima Metropolitana, coeficientes de variación, 16 ramas de actividad)

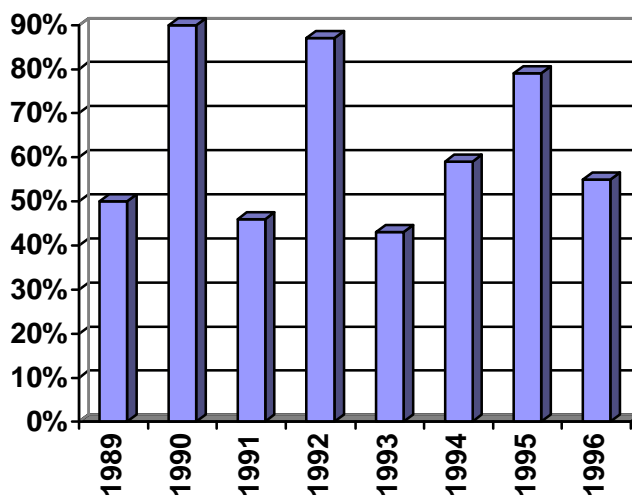
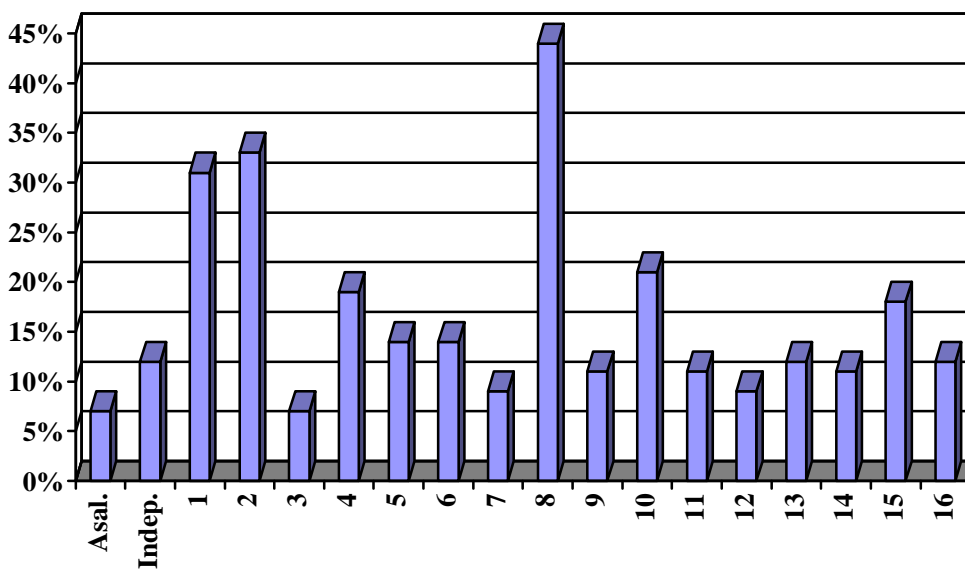


Gráfico 3 : Dispersión temporal de los ingresos en cada rama de actividad, 1989-1996(Lima Metropolitana, coeficientes de variación, 16 ramas)



Lista de ramas

	Ramas	Estructura promedio 1989-96		Ramas	Estructura promedio 1989-96
1	Agricultura	0,9	9	Comercio por menor	25,8
2	Minería	0,4	10	Restaurantes y hoteles	4,4
3	Manuf. Bienes de consumo	11,4	11	Transportes y comunicaciones	7,2
4	Manuf. Bienes intermedios	5,2	12	Servicios a empresas	6,5
5	Manuf. Bienes de capital	2,5	13	Servicios comunitarios y sociales	11,1
6	Electricidad, gas y agua	0,5	14	Servicios personales	6,1
7	Construcción	5,4	15	Hogares	5,3
8	Comercio por mayor	2,3	16	Administración Pública	5,2

Fuente: Gráficos y cuadro elaborado a partir de Saavedra et al. 1998.

3. Evolución de la pobreza, de la desigualdad y polarización de la distribución

3.1. Evolución de la pobreza

Los últimos 15 años han sido testigos de una evolución espectacular de los niveles de vida de la población limeña tal como puede ser apreciada a través de los indicadores de pobreza usuales. La incidencia de la pobreza, en particular la pobreza extrema, se incrementó en mayor medida durante el gobierno de Alan García a pesar (o más bien a causa de ello según ciertos autores¹⁵) de la política expansiva del gasto público en los primeros años de su gobierno. Así, entre 1985/86 y 1990 un 10% de hogares suplementarios pasaron a engrosar los rangos del contingente de pobres extremos en Lima (véase cuadro). Durante la década del 90, la pobreza extrema se reduce a cerca de 5% en 1994 y 1996 y disminuye de mitad en 1997. Al mismo tiempo, salvo el año 1997, la incidencia de la pobreza no muestra signos de reducción, a pesar de la coyuntura macroeconómica favorable.

¹⁵ Véase Glewwe y Hall 1992 y 1998.

Cuadro 2: Evolución de la pobreza en Lima Metropolitana 1985-1997

	1985	1990	1994	1996	1997
Pobreza					
Incidencia	31.94	34.04	35.57	40.54	35.55
Intensidad	8.18	11.325	10.052	8.969	9.361
Severidad	2.989	5.199	3.961	3.437	3.418
Pobreza extrema					
Incidencia	4.34	15.77	5.04	5.20	2.31
Intensidad	0.893	4.09	1.072	0.746	0.267
Severidad	0.309	1.64	0.348	0.00183	0.074
N	4,124	6,441	4,189	2,945	4,894

Fuente: Nuestras estimaciones a partir de encuestas ENNIV. Los indicadores de pobreza FGT han sido estimados a nivel de individuos y sobre la base de los gastos totales per capita de hogares sin equivalente adulto.

Los niveles de pobreza son sensibles a la utilización o no de escalas de equivalencia. Sin embargo, al emplear el gasto per capita con escala de equivalencia se mantiene el sentido de las evoluciones¹⁶.

Una evolución similar se dio a nivel del conjunto de ciudades del país puesto que la incidencia de la pobreza progresó entre 1985 y 1991 de 36% a 53.3% mientras que en medio rural el porcentaje de pobres pasó de 55.2% a 82.7% (Escobal, Saavedra y Torero, 1998:5). En el conjunto urbano la mejora fue de menor amplitud pues la disminución de la pobreza fue de solo 7 puntos (ibid). Los indicadores de pobreza mejoran en la fase de rápido crecimiento entre 1994 y 1996-1997. Cabe notar que la disminución de la incidencia de la pobreza en Lima fue más importante entre 1996 y 1997 cuando ocurrió el rebrote de crecimiento de la economía (+7.4% de crecimiento del PIB). Se puede hacer la misma constatación aunando las estimaciones de Escobal, Saavedra y Torero (1998:5) y las del Banco Mundial (1998:12) : al nivel urbano y nacional la incidencia de la pobreza se redujo ligeramente entre 1994 y 1996 (de 46.3% y 53.6% a 45.5% y 50.5% respectivamente) y de manera más importante a nivel urbano que a nivel nacional entre 1996 y 1997 (a 40.4% y 49.0%).

La brecha y la severidad de la pobreza siguen una evolución paralela a la evolución de la incidencia de la pobreza mientras que la pobreza extrema disminuye sensiblemente. No insistiremos aquí en la sensibilidad de los diferentes indicadores ante cambios en la definición de los gastos, los métodos de deflación, el uso de diferentes escalas de equivalencia y de líneas de pobreza. Este necesario trabajo de orden metodológico queda aún largamente por hacer¹⁷. Las tendencias que comentamos para el caso de Lima Metropolitana son bastantes marcadas y

¹⁶ Francke muestra que estos resultados dependen del modo de valorización de la canasta que sirve para establecer la línea de pobreza. Utilizando otros métodos de deflación, en particular ponderaciones específicas para los pobres y excluyendo la renta imputada, Francke estima el porcentaje de pobres en Lima a 45.1% (Francke, 1998:34). La disminución de la pobreza habría sido entonces menor.

¹⁷ Ver sin embargo la nota precedente. Por limitaciones de espacio no presentamos los resultados obtenidos para los indicadores de pobreza (5FGT) y desigualdad (Gini) para los gastos per capita con escala de equivalencia a nivel individual y de hogares. Dichos cuadros pueden ser solicitados al autor. Una pista de trabajo es el test de sensibilidad de los indicadores de pobreza en Ecuador frente a diferencias en las escalas de equivalencia utilizando matrices de transición ha sido efectuado por Hentschel y Lanjouw (1996).

concuerdan con los resultados obtenidos a nivel nacional y urbano por Escobal, Saavedra y Torero (1998) y el Banco Mundial (1998).

La capacidad de la economía peruana de reducir la pobreza a través del crecimiento parecer insuficiente, si se tiene por un lado que la pobreza afecta en 1997 a casi la misma la proporción de los hogares que afectaba 7 años atrás¹⁸. Además, debe considerarse que se necesitó un crecimiento extraordinario de 42% del PIB entre 1992 y 1997 para que solo 13% de hogares salgan de la pobreza en medio urbano y 10% hogares de la extrema pobreza en Lima Metropolitana. Tal aceleración del crecimiento, lograda a la salida de una profunda recesion, será muy difícil de obtener una vez restablecidas las condiciones normales de utilización de la capacidad productiva. Por otro lado podríamos preguntarnos si los hogares que el crecimiento no ha logrado sacar de la pobreza tienen modos particulares de inserción en el mercado de trabajo que explican esta relativa insensibilidad. Sólo el análisis de la movilidad dentro del panel de hogares permitirá de responder a tal pregunta.

En suma, se encuentra que proporciones bastantes variables de la población han sido afectadas en el curso de los últimos 15 años por una situación de pobreza y extrema pobreza, del mismo modo que ha variado la intensidad de la pobreza y las disparidades entre los pobres mismos. Todo ello sugiere que la desigualdad y la movilidad económica de los hogares durante ese periodo pudo haber variado también de manera importante. Veremos enseguida en qué medida ello es cierto. ¿La pobreza ha sido un fenómeno caracterizando de manera permanente a los mismos hogares? Sólo el examen de los indicadores de movilidad contruidos sobre la base de un panel de hogares nos permitirá de responder a dicha pregunta. En las próxima sección trataremos estos aspectos con detalle.

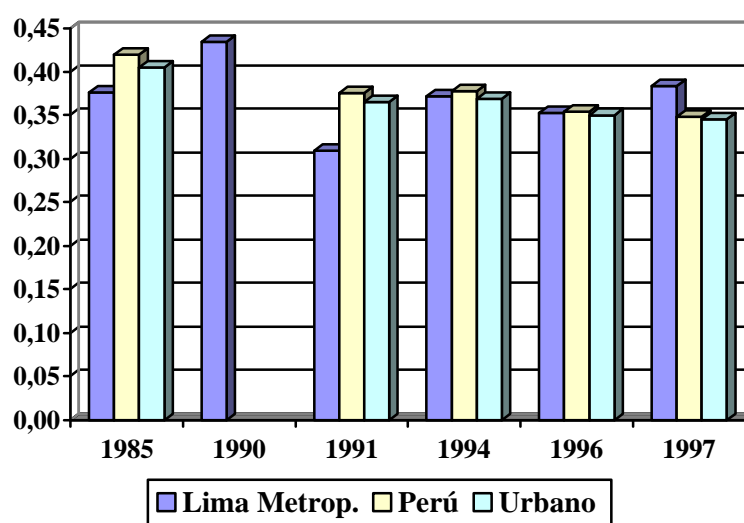
3.2. Evolución de la desigualdad

En contraste con las relativamente amplias fluctuaciones de los indicadores de pobreza, el coeficiente de desigualdad de Gini se muestra bastante más estable todo a lo largo del periodo 1985-1997 a pesar de las coyunturas económicas tan diferentes en el curso del periodo considerado. Ello podría sugerir que lo que ocurrió con la distribución del ingreso fue antes que nada una variación de los niveles de ingreso en cada uno de los percentiles de la distribución la cual se habría mantenido intacta, sin deformación alguna y que cada hogar mantiene su posición relativa en la distribución. La distribución de los hogares a lo largo de la escala de gastos sería entonces la misma de un periodo al otro. Veremos más adelante que tal afirmación no es exacta.

¹⁸ Teniendo en cuenta el crecimiento demográfico, el número de hogares pobres en medio urbano aumentó.

La desigualdad aumentó significativamente entre 1985 y 1990, se redujo en la fase de crecimiento y aumenta ligeramente entre 1994 y 1997. Así, cuando la incidencia de la pobreza se estabiliza en los años de crecimiento, la desigualdad aumenta correlativamente. Estas evoluciones no dependen ni de la definición del gasto ni del ajuste del consumo per cápita en términos de equivalentes adultos. Conformemente a lo esperado, la desigualdad es menor cuando se consideran únicamente los gastos de consumo alimentario

Gráfico 4 : Coeficiente Gini de la distribución del gasto per cápita, 1985-1997



Fuente : Nuestras estimaciones a partir de las encuestas ENNIV 1985, 1990, 1991, 1994, 1996 y 1997 para Lima Metropolitana (gastos per capita sin equiv. Adulto a nivel de individuos); Escobal, Saavedra y Torero (1998:15) para las estimaciones nacionales y sector urbano 1985-1996. Las estimaciones nacional y urbana para 1997 provienen del Banco Mundial (1998:12).

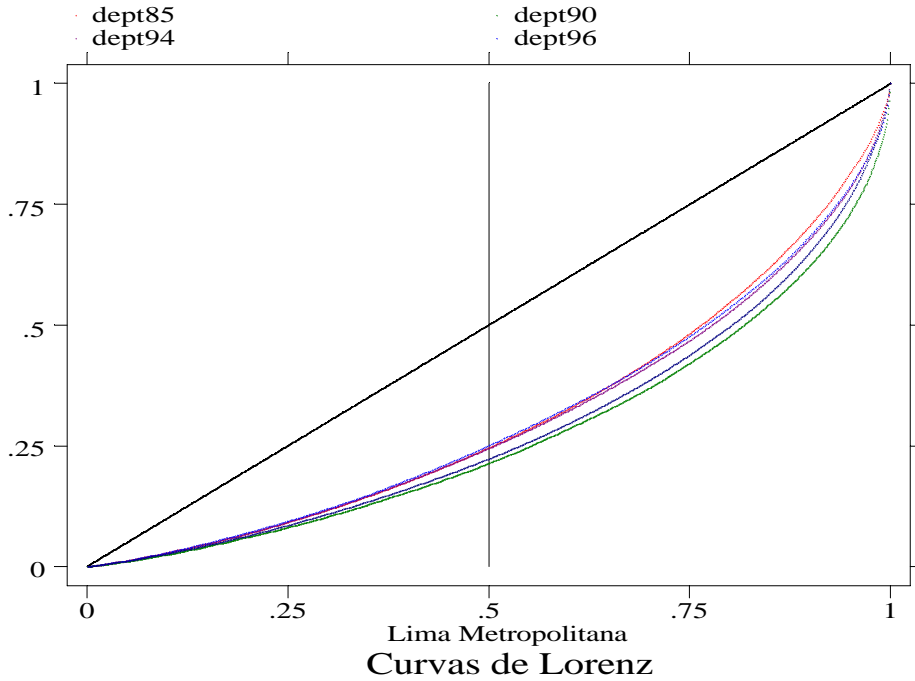
Cuadro 3 : Coeficientes de Gini, 1985/86, 1990, 1991, 1994, 1996 y 1997 Lima Metropolitana

	1985/86	1990	1991	1994	1996	1997
Gastos totales per cápita	0.381 (0.376)	0.465 (0.434)	0.335 (0.310)	0.395 (0.372)	0.387 (0.352)	0.429 (0.384)
Gastos totales per cápita (equivalente adulto)	0.357 (0.357)	0.419 (0.404)	0.303 (0.298)	0.361 (0.350)	0.355 (0.331)	0.389 (0.364)
Gastos alimenticios per cápita	0.339 (0.327)	0.410 (0.377)	0.283 (0.273)	0.295 (0.279)	0.288 (0.271)	0.337 (0.306)
Gastos alimenticios per cápita (equivalente adulto)	0.328 (0.322)	0.381 (0.363)	0.276 (0.268)	0.279 (0.271)	0.264 (0.257)	0.310 (0.291)
Número de hogares	726	1,510	406	841	596	980
Número de individuos	4,124	7,449	2,115	4,189	2,945	4,894

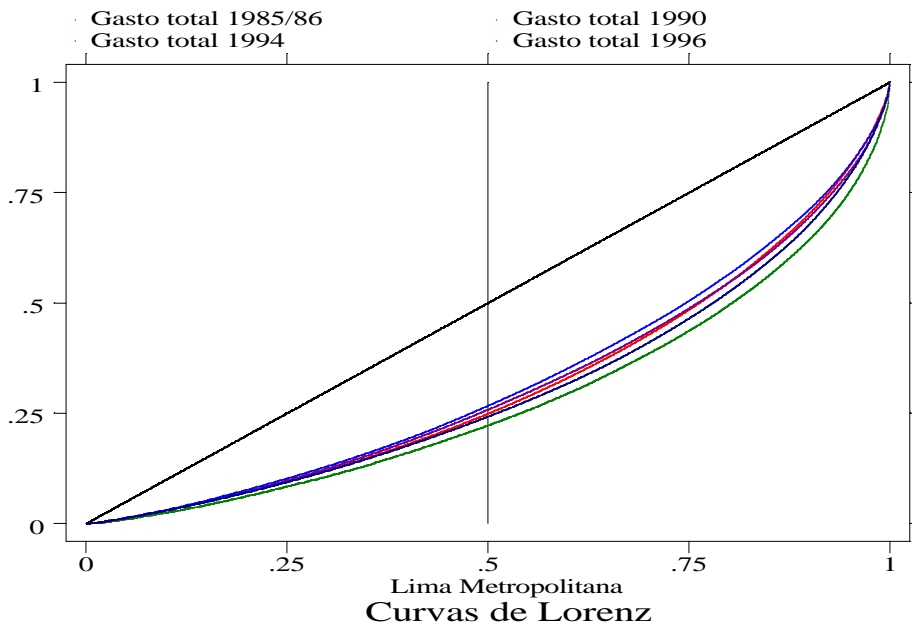
Fuente : Nuestras estimaciones a partir de las encuestas ENNIV 1985/86, 1990, 1991, 1994, 1996 y 1997. Los coeficientes entre paréntesis han sido calculados sobre la base del número de individuos y no del número de hogares¹⁹. Los coeficientes para 1990 tienen en cuenta de las diferentes ponderaciones de hogares debido a la sobre representación de la muestra en las nuevas zonas urbanas. Del mismo modo, en 1997 se tuvo en cuenta los coeficientes de expansión dados por el marco muestral tanto para los hogares como para los individuos.

¹⁹ Véase Deaton, 1997:154 para las fórmulas simplificadas del cálculo del Gini de gastos individuales per cápita a partir de datos sobre el gasto per cápita por hogar.

Los estudios que tratan de la desigualdad en el Perú a partir de comparaciones intertemporales de coeficientes de Gini raramente examinan la dominancia estocástica de las curvas de Lorenz en los diferentes periodos considerados. Sin este examen, ninguna afirmación concluyente puede hacerse en cuanto a la agravación o no de la desigualdad. Así, en el caso particular en el que las curvas de Lorenz de diferentes años se cruzan existe ambigüedad en cuanto a la evolución de la desigualdad.



Fuente: Nuestras estimaciones a partir de ENNIV 1985/86, 1990, 1994, 1996 y 1997. Gastos totales sin ajuste por equivalente adulto. Gastos a nivel de hogares.



Fuente: . Nuestras estimaciones a partir de ENNIV 1985/86, 1990, 1994, 1996 y 1997. Gastos totales sin ajuste por equivalente adulto. Gastos a nivel de individuos.

Sólo cuando la curva de Lorenz en el año t+1 esta por encima de la curva en el año t en cada uno de los puntos de la distribución, se podrá concluir sin ambigüedad alguna que la desigualdad aumentó.

En los dos gráficos siguientes se puede constatar que las curvas de Lorenz se cruzan en ciertos años

3.3. Desigualdad y polarización de la distribución

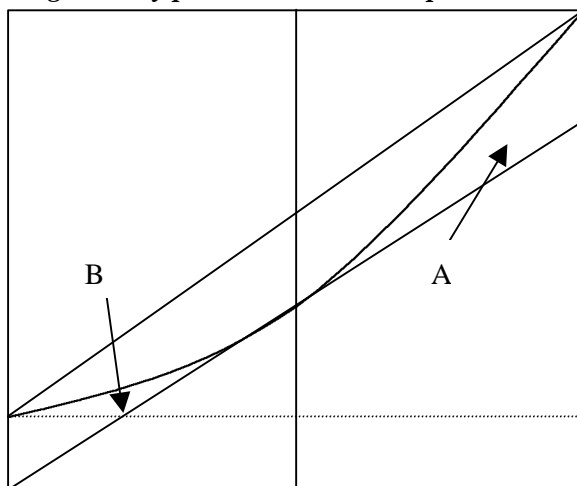
Ahora bien, podemos preguntarnos si el aumento de la desigualdad constatado durante la fase de crecimiento 1994-1997 ha llevado consigo una tendencia a la desaparición de los sectores medios. En otros términos nos preguntamos si las distribuciones del ingreso se han tornado cada vez más bipolares. Wolfson demuestra que los indicadores estándar de desigualdad, como el coeficiente de Gini, no puede capturar el fenómeno de polarización el cuál implica una tendencia hacia la bimodalidad de la distribución (Wolfson, 1997). Se puede tener una curva de Lorenz más cerca de la diagonal para una distribución bimodal que en el caso de una curva caracterizada por una densidad uniforme. Es por ello, argumenta Wolfson, que la polarización y la desigualdad son dos conceptos diferentes (ibid.). El autor citado propone una transformación del coeficiente de Gini para capturar el fenómeno de polarización. Para ello agrega una curva tangente a la curva de Lorenz en el punto mediano prolongando el eje de las coordenadas hacia abajo. El área dada por A+ B indican el grado de polarización. Wolfson deduce la formula siguiente para el cálculo de dicha área:

$$P = 2(2T - Gini) / mtan$$

Mtan = la tangente mediana = mediana/media

T = 0.5 - L(0.5), que es la diferencia entre 50% y la proporción de gastos de la segunda mitad de los hogares

Desigualdad y polarización : una representación gráfica



Fuente : Wolfson (1997)

El índice P ha sido definido arbitrariamente como cuatro veces el área A+B de manera a que satisfaga la condición de variar en el rango [0, 1], adoptando el valor cero cuando la distribución es uniforme y de la unidad cuando es perfectamente bimodal (la mitad de los hogares tiene un gasto igual a cero y la otra mitad un gasto igual a dos veces el promedio).

Cuadro 1 : Coeficientes de polarización de los gastos de los hogares

Definición del gasto	1985	1990	1991	1994	1996	1997
Gastos totales per cápita	0,3835	0,3767	0,2648	0,2877	0,2844	0,2808
Gastos totales per cápita (equivalente adulto)	0,2611	0,3352	0,2487	0,2296	0,2277	0,2508
Gastos alimenticios per cápita	0,3112	0,3295	0,2500	0,2803	0,2637	0,2949
Gastos alimenticios per cápita (equivalente adulto)	0,2520	0,2873	0,2257	0,2257	0,2179	0,2398

Fuente : Nuestras estimaciones a partir de las encuestas ENNIV 1985, 1990, 1991, 1994, 1996 y 1997.

El examen de los coeficientes de polarización nos llevan a constatar que el nivel de polarización es comparable al de desigualdad y su evolución ha tenido el mismo perfil. Cada vez que la desigualdad aumentó, el grado de polarización de la distribución de gastos de los hogares aumentó también. Obsérvese sin embargo que esta polarización en desmedro de los hogares situados en los estratos medios es compatible tanto con una alza como de una disminución de la incidencia de la pobreza. El carácter masivo de las medidas de ajuste tomadas en agosto de 1990 que afectaron de manera significativa no sólo los estratos de bajos ingresos sino también hogares que disfrutaban de posiciones relativamente elevadas en la distribución del ingreso haciendo que ésta sea no solo menos desigual sino también menos polarizada.

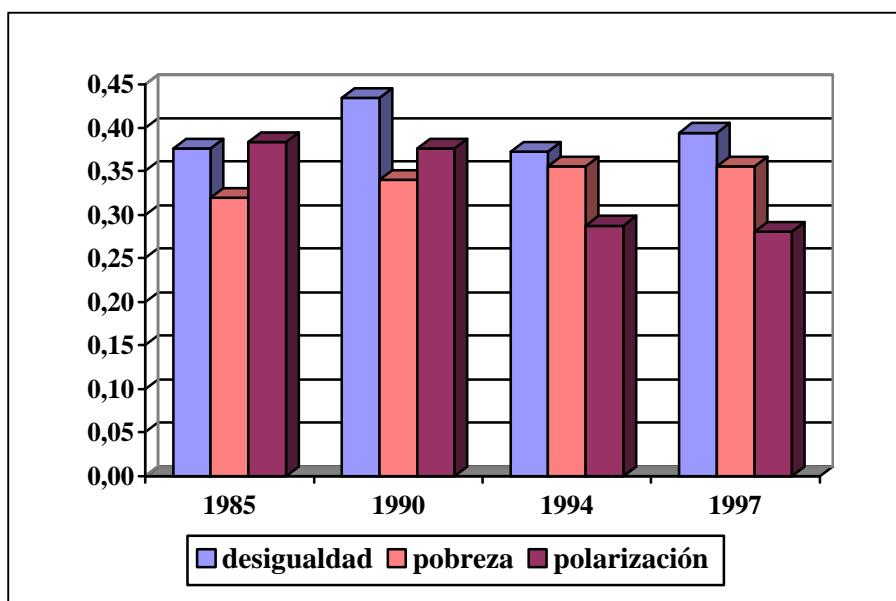
Podríamos postular la hipótesis que durante este periodo se habría producido una inversión de jerarquías entre el empleo público y el empleo privado. La “clase media” conformada mayoritariamente por empleados públicos vio primero sus ingresos laminarse para luego perder sus puestos en gran número, perdiendo así la posición que ellos ocupaban en la distribución del ingreso. La clase media limeña, al igual que la clase media americana durante los años Reagan, le tocó vivir una suerte de espiral descendente que condujo a muchos hogares a la “proletarización” o a la emigración²⁰. Inversamente, emergen nuevos sectores ligados a la microempresa formal e informal y que vienen a ocupar los lugares dejados por esta clase media tradicional venida a menos.

Finalmente, cabe resaltar que *el fuerte crecimiento de 1996/97 logró reducir la incidencia de la pobreza de manera concomitante con una alza conjunta de la desigualdad y de la polarización*

²⁰ Los avatares de la generación del “baby boom” y el fin del “american dream” es relatado por Newman (1993). A nuestro conocer, no existe ningún estudio sobre la movilidad social en Lima aunque se encuentra múltiples alusiones en particular a la movilidad ascendente en diversos trabajos científicos y en obras literarias (ver Portocarrero (1993b) y el análisis de Higgings (1991) a propósito de la narrativa de Ribeiro sobre el cambio social).

de la distribución del gasto de los hogares limeños. Estas evoluciones complejas de indicadores referentes a diferentes conceptos explican quizás la dificultades de llegar a una conclusión simple de los debates recientes sobre lo que se ha imaginativamente llamado “el chorreo”. Esperamos que este debate podrá encontrar un mejor sustento con las clarificaciones conceptuales y la evidencia empírica presentadas en el presente trabajo.

Gráfico 5 : Evolución de la desigualdad, incidencia de la pobreza y polarización (Lima Metropolitana, 1985-1997)



Fuente : Nuestras estimaciones a partir de las encuestas ENNIV 1985, 1990, 1994, y 1997. Los coeficientes se refieren a los gastos totales de hogares sin ajuste por equivalente adulto.

Antes de abordar la cuestión de la movilidad presentaremos algunos de las opciones tomadas respecto al cálculo de los gastos, la construcción del panel y las soluciones adoptadas frente a los diversos problemas presentados.

4. La construcción de un panel de hogares

A partir de las encuestas ENNIV 1990, 1994 y 1996 se construyó un panel de alrededor 420 hogares. La dificultad principal reside en el hecho que se trata en realidad de un panel de viviendas en las que en un cierto numero de casos los hogares no son los mismos. Por otro lado, debido a cambios en el tamaño de la muestra se perdieron hogares en la muestra inicial. El primer problema se resolvió apareando los hogares sobre la base de la información disponible sobre los miembros del hogar (sexo, fecha de nacimiento del jefe del hogar. Se controló por cambios en la posición del jefe del hogar. Se consideró que los hogares eran diferentes cuando no tenían ningún miembro en común.

4.1. El sesgo de selección

En las estimaciones econométricas se tuvo en cuenta el posible sesgo de **selección** debido a la atrición del número de hogares del panel (la movilidad geográfica es una de las manifestaciones de la movilidad económica). Para ello se construyó un modelo explicando la probabilidad de salida del panel. Enseguida la variable lambda (la inversa del ratio de Mills) se introdujo entre las variables explicativas de la movilidad (ver mas adelante para un tratamiento detallado del sesgo de selección).

5. La movilidad, conceptos y medición

La evolución de la desigualdad ha sido tradicionalmente abordada a través de la comparación en el tiempo de índices estáticos de desigualdad año tras año. Este enfoque da una visión sesgada de la realidad, sobrestimando el grado de desigualdad, al no tener en cuenta la dinámica de los ingresos. Diferentes factores explican los sesgos. En primer lugar, puede haber movilidad ascendente y descendente de hogares en la escala económica. Hogares que se encontraban en los estratos bajos pueden aumentar sus ingresos del mismo modo que hogares en estratos más elevados pueden descender en la escala de los ingresos. El coeficiente de Gini por ejemplo, puede no ser el mismo si se le calcula como un coeficiente instantáneo en un año dado o sobre el promedio del ingreso sobre varios años. Por otro lado, los ingresos en un periodo de inestabilidad macroeconómica tendrán un componente transitorio relativamente importante que sesga la medida de la desigualdad. En fin, los individuos pueden tener niveles de ingreso diferentes según el punto en el que se encuentren en su ciclo de vida²¹. Al observar un conjunto de individuos que se encuentran en etapas diferentes del ciclo de vida se sobrestima igualmente el grado de desigualdad.

La visión estática y la visión dinámica de la pobreza implican diferentes tipos de remedios a la pobreza. La visión estática conduce generalmente a operar transferencias de ingreso en favor de los pobres mientras que en la visión dinámica conlleva a interrogarse sobre las causas de las entradas o salidas de la pobreza de los hogares o individuos y a ligarlas a eventos individuales, macroeconómicos y a cambios estructurales (Jenkins, 1998:3).

Ciertos autores adoptan una perspectiva de largo plazo situando la desigualdad en el contexto histórico del desarrollo del capitalismo. Se considera que la estabilidad observada del grado de desigualdad en los países en desarrollo se explicaría por el peso preponderante de las normas

sociales, las cuales tienden también a ser estables. Así, en sociedades tradicionales y relativamente cerradas, la distribución inicial de los activos juega un papel principal mientras que en sociedades modernas y abiertas, las políticas económicas tendrán un mayor peso (Tanzi, 1998:9). La modernización de la sociedad reduce las rentas de situación y disminuye la importancia de los activos físicos en favor del capital humano. En dichas circunstancias los ingresos del trabajo y las políticas del gobierno adquieren un peso más importante que los activos reales en la determinación de los ingresos y por ende de la desigualdad (ibid.).

Proponemos a continuación una discusión de los diferentes conceptos e indicadores de movilidad y presentaremos una cualificación del grado de movilidad económica de los hogares durante el periodo 1985-1996 sobre la base de nuestro panel de hogares para Lima Metropolitana construido a partir de las encuestas ENNIV.

5.1. Los conceptos de la movilidad

Según los sociólogos americanos, que han sido los pioneros en el estudio de la movilidad social, la movilidad resulta de dos procesos distintos: la movilidad estructural y la movilidad de intercambio. La primera se refiere a los cambios socio-demográficos estructurales²² que pueden en cierto modo ser asimilados a la oferta de estatus mientras que la segunda corresponde al funcionamiento mismo del sistema social. Es en este último aspecto que han sido analizadas la igualdad de oportunidad y la movilidad “pura” o de intercambio (Cuin, 1993:126)²³. El hecho de haber un mayor grado de movilidad significa que los individuos tienen una mayor igualdad de oportunidades y en este sentido se dice que dichas sociedades son calificadas de más igualitarias que otras con menor movilidad. Los economistas, retomando esta distinción han denominado la primera de movilidad “total” y la segunda de movilidad relativa o de tipo lateral que se ocurre cuando individuos o hogares intercambian posiciones con otros (Behrman, 1998; Maasoumi, 1998; Atkinson, Bourguignon, Morrison, 1992). La primera resulta del crecimiento general de los ingresos mientras que la segunda se refiere a las transiciones entre diferentes clases de ingresos sin que la distribución de ingresos haya cambiado.

²¹ La teoría del ahorro se funda precisamente en la existencia de un perfil de ingresos característico de las diferentes etapas de la vida activa de los individuos tal que en el periodo inicial de la vida activa dichos ingresos alcanzan niveles bajos pero crecientes luego estagnan en los niveles culminantes y enseguida disminuyen a la salida de la vida activa.

²² Baron, Gruski y Treiman (1996) resaltan la importancia de los cambios demográficos dentro de los determinantes macro-sociales de la movilidad.

²³ La noción de igualdad de oportunidad ha sido formalizada de manera rigurosa en un reciente libro de Roemer (1998). Un tratamiento desde un punto de vista sociológico se encuentra en Boudon (1978).

Antes de discutir en detalle las diferentes concepciones de la movilidad económica, es importante tener en cuenta los diferentes horizontes temporales del fenómeno de la movilidad en la medida en que sus determinantes pueden ser distintos. Así, se distinguen:

- movilidad a lo largo del ciclo de vida
- movilidad en un corto plazo ligado a la coyuntura económica
- movilidad entre generaciones

Dada la breve amplitud del periodo sobre el cual se pudo constituir el panel de hogares (10 años), en el presente trabajo solo se tratará la movilidad de corto plazo a pesar que ciertos efectos de la movilidad propia al ciclo de vida puedan estar presentes de manera incipiente. Se tratará de tener en cuenta estos aspectos en las estimaciones econométricas incluyendo variables ligadas a las clases de edad de los jefes del hogar.

Como lo señalan Fields y Ok, el concepto de movilidad es polifacético (Fields y Ok, 1996, Fields, 1998). Siguiendo el enfoque axiomático propuesto por Shorrocks (1978a), los autores citados establecen cinco principios compatibles con diferentes nociones de movilidad. Las nociones de movilidad pueden clasificarse según Fields de este modo :

1. *En términos de la dependencia temporal*, los ingresos del periodo t dependen de los ingresos en los periodos anteriores ($t-1$, $t-2$, ...). Cuando se utilizan datos desagregados por individuos o hogares, la dependencia temporal ha sido apreciada por medio de los coeficientes de correlación. Cuando se agregan los datos, la dependencia se mide por medio de matrices de transición (tests de χ^2 , Cramer, coeficiente de incertidumbre).
2. *En términos de la proporción de los ingresos totales*. Este enfoque no ha sido realmente aplicado. Fields señala que equivalente al enfoque de correlación del nivel de ingresos o gastos.
3. *En términos de cambios de posición de los individuos*. La posición ocupada por un hogar o individuo dependen en mayor o menor grado de las posiciones ocupadas en periodos anteriores. Los indicadores utilizados en este caso son la tasa de inmovilidad y el salto absoluto promedio.
4. *En términos de movimientos simétricos de ingresos*. Se interesa a la magnitud de la variación de los ingresos de los individuos, mas no la dirección del mismo. El índice propuesto es d_1 y d_2 de Fields y Ok (1996).
5. *En términos de la dirección de los movimientos de ingresos*. Se distinguen ganadores y perdedores (dirección y variaciones absolutas de ingreso) los cuales son considerados de manera diferente. Una representación gráfica y un examen de la dominancia han sido propuestos por Fields (Fields, 1998).

Enseguida presentamos una estimación de diferentes indicadores de movilidad aplicados a los gastos per cápita de hogares pertenecientes al panel.

5.2. Los indicadores sintéticos de la movilidad

5.2.1. Los coeficientes de correlación

Se trata de toda evidencia de una medida de dependencia inter-temporal. Mientras mayor sea el coeficiente de correlación de Pearson entre los gastos individuales de hogares de dos años diferentes, más alto será el grado de permanencia de la distribución de gastos de hogares. Inversamente, un bajo coeficiente de correlación significa que la distribución actual no se explica por la distribución pasada. Así, un coeficiente de 0.7 significa que al cabo de 5 años sólo 17% de la dispersión final del gasto se explica por la dispersión inicial.

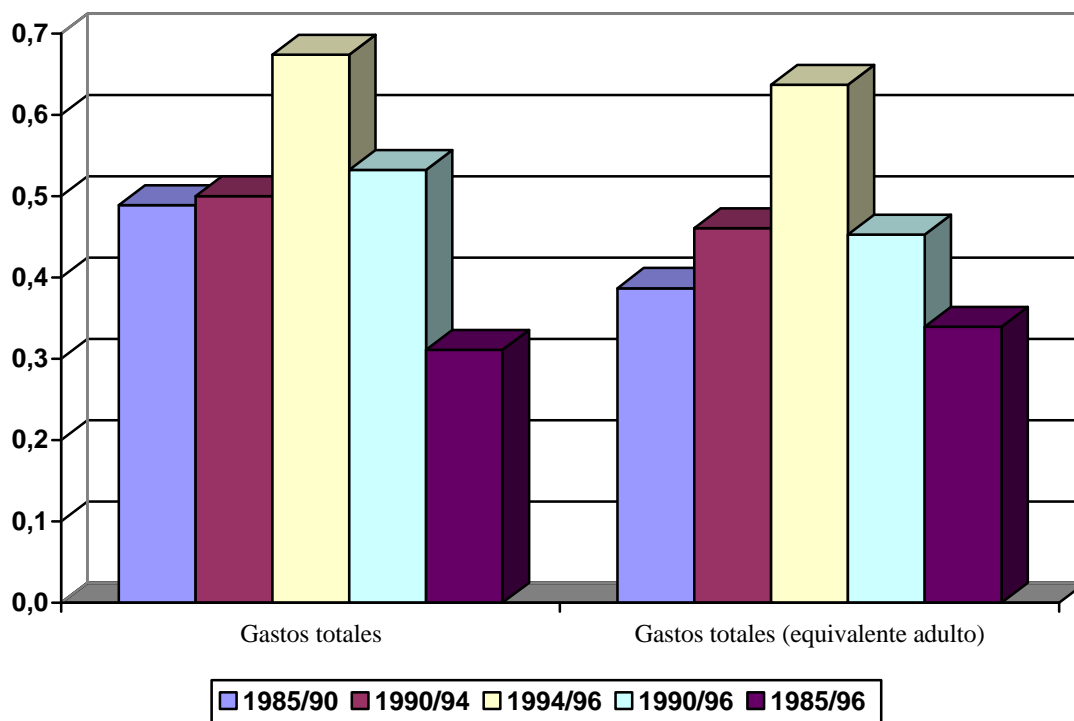
El inconveniente con este tipo de indicador es su sensibilidad a los valores extremos y por esta razón se le ha abandonado. Una solución consiste en transformar la escala de los ingresos en rangos y efectuar la correlación entre los rangos ocupados por los individuos en el año t respecto a los rangos ocupados por los mismos individuos en el año $t-n$ (coeficiente de Spearman). De esta manera se sigue teniendo en cuenta el conjunto de la información disponible al nivel de hogares individuales. Recuérdese que este enfoque implica una concepción “continua” de la movilidad (si el número de observaciones es grande) a la diferencia de las matrices de transición que veremos enseguida y que implican una concepción de la movilidad en términos discretos.

Los coeficientes de correlación de Spearman estimados para los sub-periodos 1985/90 y 1990/96 se sitúan alrededor de 0.5, lo cual significa que al cabo de 4 años menos de 7% de la jerarquía de los gastos en el periodo final se explican por la jerarquía de los gastos del periodo inicial. Existe pues una cierta inercia en la evolución de la jerarquía de los gastos pero esta es relativamente modesta. Sobre el conjunto del periodo 1985-1996 la correlación es bastante baja (alrededor de 0.3) reflejando los grandes cambios en las posiciones relativas de los hogares en las jerarquías del gasto. Obsérvese que durante los años de fuerte crecimiento 1994-96 las jerarquías del gasto se mostraron bastante estables, lo cual apoya la idea que hubo menor “redistribución”²⁴ que durante el periodo del “fujichoc”. El paquete de medidas de agosto 1990 tuvo un efecto redistributivo (en términos relativos pues el nivel del gasto disminuyó fuertemente en todos los estratos del gasto).

²⁴ Se trata de correlación de rangos y no de niveles de vida relativos. Los cambios de jerarquía puede haber ocurrido entre los estratos bajos del ingreso sin que haya mejora sustantiva en el nivel de vida ni salidas de pobreza.

Obsérvese que el uso de escalas de equivalencia no altera las conclusiones cuanto al orden de magnitud del grado de movilidad ni cuanto al ordenamiento temporal de los mismos.

Gráfico 6 : Coeficientes de correlación de rangos (coeficientes de Spearman)



Fuente: Gastos totales per cápita. Nuestros cálculos a partir de ENNIV 1985/86, 1990, 1994, 1996. Panel de 421 hogares excepto en 1985/90 y 1985/96 (382 hogares).

5.2.2. La regresión hacia la media

Estrechamente relacionado a la aproximación precedente²⁵, la regresión hacia la media se inspira de los trabajos fundadores de la econometría realizados el siglo pasado por Galton que estudiaba las características de los hijos en cuanto al tamaño, respecto al de los progenitores y constataba que la estatura de los hijos de individuos grandes tendían a regresar hacia los valores medios de la distribución de tamaños de la población. Siguiendo est aproximación en el caso de la distribución del ingreso, veremos en que medida los ingresos per capita del hogar i en el periodo $t+k$ dependen de los ingresos del mismo hogar en el periodo t ²⁶. La variable gasto per capita será medida en términos de desviaciones respecto al gasto medio. Ello tiene la ventaja que el coeficiente beta se interpreta directamente como la proporción en la que los gastos convergen hacia la media. Así por ejemplo, un coeficiente de 0.6 significa que un hogar cuyos gastos se sitúan 30% por encima del

²⁵ En el caso de una regresión univariada existe una correspondencia entre el coeficiente de correlación y el coeficiente beta de la regresión proporcional al ratio de la varianza del gasto en el periodo t y en el periodo $t+k$ y en este sentido la regresión hacia la media no se distingue del enfoque de las correlaciones.

promedio en el periodo t solo estará un 18% por encima del promedio en el periodo $t+n$. Inversamente, el gasto per capita de los hogares mas pobres se aproximara al gasto medio en el periodo $t+k$. La velocidad media de la convergencia depende de los dos parámetros de la ecuación $= \alpha/(1- \beta)$. Nótese que este indicador es sensible a cambios del nivel de gasto de hogares individuales los cuales pueden o no traducir una movilidad en términos de las posiciones relativas de los hogares.

$$Y_{it+n} = \alpha + \beta Y_{it} + \mu_{it}$$

Cuadro 4: Tests de regresión hacia la media

Sin equiv adulto	Gastos 1990/85	Gastos 1994/90	Gastos 1996/94	Gastos 1996/90
Constante	184.54 (3.63)	181.08 (13.7)	109.97 (5.7)	173.02 (10.3)
Coef. Beta	0.402 (14.3)	0.414 (12.8)	0.654 (12.7)	0.470 (11.3)
F(1, 419)	204.46	162.62	160.78	126.94
R-squared	0.35	0.28	0.28	0.23
Root MSE	2232.5	195.49	243.20	250.62
Number of obs	382	421	421	421

Fuente : nuestras estimaciones a partir de encuestas ENNIV 1985/86, 1990, 1994 y 1996. Gastos totales per capita. T de Student entre parentesis.

Los resultados obtenidos confirman naturalmente aquellos referidos a los coeficientes de correlación. Los coeficientes Beta de los dos sub-periodos (1985/90 y 1990/96) son inferiores a 0.5 y la inercia más importante se constata durante los años 1994/96 (ver cuadro). En todos los casos se observa una regresión hacia la media bastante substancial²⁷.

5.2.3. Las matrices de transición ²⁸

La matriz de transición pone en relación la distribución de los hogares según clases (cuartiles, quintiles, deciles, etc.) de los gastos en el año t con la distribución de los mismos en el año $t+k$. Cada elemento de la matriz indica, por ejemplo, la probabilidad que el hogar i , que se encontraba en el periodo t en el quintil j , se encuentre en el periodo $t+n$ en el quintil $j+k$. Cabe señalar que al clasificar los hogares en quintiles, se esta tratando únicamente los movimientos relativos que no implican necesariamente mejora del nivel de vida e incluso ni siquiera cambio alguno del nivel de

²⁶ Zimmerman aplica este enfoque al caso de la movilidad inter-generacional de ingresos (Zimmerman, 1992).

²⁷ Las conclusiones que pueden obtenerse de este enfoque son sensibles a la calidad de la información sobre los gastos. Friedman y Hills insisten en el hecho que si el ingreso (o gasto) del periodo inicial comporta errores de medida o un componente transitorio relativamente importante, entonces las observaciones de los ingresos de los hogares más pobres se componen gran medida de aquellas con errores de medida o componentes transitorios negativos del ingreso lo cual resulta en una mayor convergencia aparente (Friedman, 1992; Hills, 1998).

²⁸ Esta sección se inspira fuertemente de los trabajos de Fields, Ok, Aitkinson, Bourguignon y Morrison, Shorrocks y de Dardanoni (ver bibliografía).

gasto. Basta que los otros hogares hayan tenido una evolución más desfavorable para los hogares de este quintil “mejoren” de posición. Los resultados obtenidos deben interpretados con cautela, teniendo en cuenta no solo las hipótesis subyacentes sino también la sensibilidad de los indicadores construidos a partir de la matriz de transición. La extrapolación de resultados entre el periodo t y $t+k$ y periodos ulteriores suponen que existe una sola matriz de transición aplicable al conjunto de hogares²⁹, que las probabilidades de transición son constantes en el tiempo y que ellas no dependen de la historia pasada (transición markoviana de primer orden). Otro punto que conviene de precisar es que al utilizar las matrices de transición se está haciendo el supuesto implícito que la movilidad es un fenómeno discreto y que por ende la movilidad dentro de los límites de una clase de gasto (quintil en nuestro caso) no tiene significación analítica. En fin, las probabilidades de transición son sensibles a la dimensión de la matriz. Así, mientras más finamente se definan las clases de gasto, la movilidad de los hogares entre ellas será más importante.

A continuación se presentan las matrices de transición entre los subperiodos 1985-86/90; 1990/1994 y 1994/1996 y 1990/96. Dos variantes han sido calculadas. Se ha estimado primero las probabilidades de transición en una matriz definida en términos de los quintiles del gasto en el año t respecto a la distribución de los gastos de los hogares en quintiles en el año $t+n$. La ventaja de este modo de presentación es que nos permite de estudiar las asimetrías en el proceso de movilidad. Así, la probabilidad de saltos de quintiles inferiores hacia los superiores puede ser mas grande que la probabilidad de caídas en la distribución pues las diferencias pueden ser absorbidas por la movilidad de los estratos intermedios. La otra opción ha consistido en calcular las transiciones entre estados de pobreza y de no-pobreza. Se utilizó para ello las líneas de pobreza estimadas por Cuánto para cada uno de los años que componen el panel.

¿Cómo juzgar el grado de movilidad que se desprende del análisis de las matrices de movilidad? Para ello se debe definir los estados de inmovilidad y de movilidad perfectas. En cuanto al primer caso, habrá inmovilidad perfecta cuando ninguno de los hogares habrá cambiado de clase en el periodo $t+k$ respecto a la clase a la cual pertenecían en el periodo t . En el caso de inmovilidad total, todos los hogares se concentraran sobre la diagonal de la matriz (matriz identidad) y la probabilidad de encontrar hogares en las otras celdas es igual a cero. Habrá movilidad perfecta cuando cada hogar tiene la misma probabilidad de encontrarse en un quintil, sea cual fuese el quintil inicial. En el caso de una distribución en quintiles, la probabilidad será igual a 0.2 en todas las celdas de la matriz. Comentaremos primero las matrices de transición obtenidas y presentaremos enseguida diversas medidas sintéticas y tests del grado de movilidad.

²⁹ La hipótesis de homogeneidad de los hogares puede ser abandonada en los modelos que distinguen dos categorías de población : los “movers” y los “stayers” véase el trabajo pionero de McCall (1971).

5.2.4. La movilidad observada entre 1985 y 1994

Las matrices de transición obtenidas permiten de constatar de manera general que ocurrieron cambios importantes en las posiciones relativas de los hogares en la escala del gasto total, contradiciendo la imagen de una sociedad estamentaria con posiciones rígidas de los hogares en la distribución del gasto³⁰. El porcentaje de hogares que permanece en el quintil de origen es bajo. Menos del 50% de los hogares que se encontraban en las categorías más pobres (o más ricas) permanecen en ellas algunos años luego. Nótese que ambas categorías se renuevan casi en los mismos ordenes de magnitud. Se corrobora por otro lado la constatación hecha mas arriba en base a los coeficientes de correlación según la cual la movilidad habría sido más importante en la segunda mitad de los años 80 que en el curso de la primera mitad de los 90.

Cerca de 50% de los hogares que se encontraban en el quintil más pobre en 1985/86 se habrán desplazado hacia quintiles superiores en 1990. Durante la primera mitad de los años 90 este proceso se acelera en la medida que casi un 60% de los más pobres migran a estratos superiores. ¿De qué categorías provinieron los “nuevos” pobres y cuán alto ascendieron los ex-hogares más pobres? Las matrices de transición muestran claramente que la movilidad relativa ascendente de los más pobres se produjo en detrimento de los sectores intermedios (quintiles II y III) que evidencian una fuerte movilidad descendente, mucho más marcada durante los años 90 que en el curso de los años 80. Nótese que dichos quintiles intermedios que se renuevan en casi un 80%.

Cuando se distingue el periodo 1990/94 caracterizado por la inestabilidad macroeconómica (“fujichoc”, control de la hiperinflación y salida de la recesión) y el periodo de inflación moderada y fuerte crecimiento (1994/96), se observa que hubo mayor movilidad de intercambio entre los estratos bajos e intermedios durante el primer sub-periodo que durante el segundo sub-periodo. Así, la proporción de los hogares que no logran salir del estrato más bajo aumento de 37% a 55% al mismo tiempo que los hogares en el estrato más alto tienden a conservar en mayor medida sus posiciones relativas.

La pregunta que se plantea es la de saber, de manera global, cuán importante es la movilidad observada y si la movilidad aumenta o no en el curso de las diferentes fases de la coyuntura macroeconómica. Para responder a estas preguntas utilizaremos indicadores sintéticos basados en la matriz de transición y luego otros indicadores que tienen en cuenta el conjunto de la información individual de los hogares.

³⁰ Siendo los ingresos mucho más volátiles que el gasto, es de presumir que la movilidad estimada sería aun mayor. Si embargo esta medida comportaría un elemento de error de medida difícil de distinguir de la verdadera movilidad.

5.2.5. La independencia de las distribuciones del gasto

La idea de independencia entre dos distribuciones está asociada a la noción de movilidad perfecta. En efecto, si la distribución observada en el año $t+k$ guarda poca relación con aquella correspondiente al año t , entonces puede decirse que existe un grado elevado de movilidad. La norma respecto a la cual se juzga este grado observado de movilidad es la movilidad perfecta indicada por la equi-probabilidad para cada hogar de encontrarse en cualquier quintil, sea cual fuera el quintil de origen.

Aún teniendo en cuenta la diferencia de amplitud de los subperiodos 90/94 y 94/96, la multiplicación de las probabilidades de transición de cada celda no permite de obtener las probabilidades de transición observadas durante el conjunto del periodo, como sería el caso de la hipótesis de independencia fuera cierta. Un test formal de la hipótesis de independencia es necesario para corroborar esta afirmación.

El test estadístico consiste en probar la H_0 de independencia de probabilidades, es decir de perfecta movilidad. Para ello se disponen de varios tests (Pearson χ^2 , log χ^2 , Tau, Cramer, etc). Nosotros presentaremos estimaciones del test de Pearson χ^2 y de Cramer.

a) El test de Pearson χ^2

Consiste en comparar la matriz de transición esperada bajo la hipótesis de independencia (perfecta movilidad) con la matriz de transición observada. Los elementos de la matriz esperada $E_{ij} = (E_i * E_j) / n$ en donde n es el numero de observaciones y E_i y E_j son las frecuencias marginales de las columnas y filas de la matriz observada³¹. Concretamente para una matriz de transición en quintiles (5x5):

$$\chi^2_{(16)} = \sum (O_{ij} - E_{ij})^2 / E_{ij}$$

Se constata en todos los casos que el valor del estadístico χ^2 es bastante significativo (superior al valor critico de $\chi^2_{(16)} = 26,3$ a 5% de confianza). Ello significa que en ninguno de los casos examinados la hipótesis de independencia podrá ser retenida y por lo tanto puede concluirse que las matrices de transición no son independientes entre ellas. En conclusión no hubo perfecta movilidad. Los valores de $\chi^2_{(16)}$ en el caso de las matrices de transición 1990/96 son bastante inferiores a los de la matriz 1985/90 lo cual puede ser un índice de mayor movilidad. Recuérdese que la hipótesis nula de perfecta movilidad es poco realista y lo mas probable es que movilidad sea importante mas no perfecta. Un defecto mayor de este índice es el hecho que su valor aumenta con

³¹ Véase Cooper y Weekes (1983).

el número de observaciones de manera que si se tiene un número importante (como es el caso con los datos de encuesta de hogares), ello llevara irremediablemente al rechazo de la hipótesis de independencia es decir de movilidad perfecta. Otros indicadores midiendo la distancia respecto al ideal de perfecta movilidad aportaran un complemento necesario. Este el caso del índice de Cramer.

Cuadro 5 : Matrices de transición según los quintiles de gastos totales per cápita

Matriz de transición entre 1985/86 y 1990.

Quintiles 1985/86	Quintiles 1990				
	I	II	III	IV	V
I	48,3%	24,1%	16,6%	6,2%	4,8%
II	29,9%	23,6%	25,0%	11,8%	9,7%
III	11,8%	25,7%	29,2%	25,0%	8,3%
IV	7,6%	15,3%	17,4%	32,6%	27,1%
V	2,8%	11,1%	11,8%	24,3%	50,0%

Fuente : nuestros cálculos a partir de ENNIV 1985/86 y 1990.

Matriz de transición entre 1990 y 1994.

Quintiles 1990	Quintiles 1994				
	I	II	III	IV	V
I	36,5%	31,8%	16,5%	11,8%	3,5%
II	23,8%	23,8%	28,6%	15,5%	8,3%
III	22,6%	21,4%	23,8%	21,4%	10,7%
IV	10,7%	17,9%	15,5%	28,6%	27,4%
V	7,1%	4,8%	15,5%	22,6%	50,4%

Fuente: nuestros cálculos a partir de ENNIV 1990 y 1994

Matriz de transición entre 1994 y 1996.

Quintiles 1994	Quintiles 1996				
	I	II	III	IV	V
I	55,3%	27,1%	8,2%	5,9%	3,5%
II	27,4%	29,8%	23,8%	14,3%	4,8%
III	9,5%	25,0%	36,9%	19,1%	9,5%
IV	7,1%	13,1%	22,6%	34,5%	22,6%
V	1,2%	4,8%	8,3%	26,2%	59,5%

Fuente: nuestros cálculos a partir de ENNIV 1994 y 1996

Matriz de transición entre 1990 y 1996.

Quintiles 1990	Quintiles 1996				
	I	II	III	IV	V
I	43,5%	30,6%	15,3%	8,2%	2,4%
II	22,6%	15,5%	29,8%	23,8%	8,3%
III	22,6%	25,0%	22,6%	19,1%	10,7%
IV	7,4%	23,8%	20,2%	25,0%	23,8%
V	4,8%	4,8%	11,9%	23,8%	54,8%

Fuente: nuestros cálculos a partir de ENNIV 1990 y 1996

b) El índice de Cramer

El índice de Cramer nos da una escala que permite juzgar el grado de movilidad. El índice adopta el valor de cero si existe movilidad perfecta y 1 en caso de inmovilidad perfecta. Se corrobora una vez más los resultados obtenidos con los otros indicadores de movilidad, es decir la movilidad es

mayor en 1990/96 que durante 1985/90 y que disminuyó fuertemente en 1994/96 respecto al periodo 1990/94. En fin, los coeficientes de Cramer están muy por debajo de 1, lo cual es sinónimo de fuerte movilidad.

Tests de independencia temporal

	Matriz de transición 1985/90	Matriz de transición 1990/94	Matriz de transición 1994/96	Matriz de transición 1990/96
Pearson $\chi^2(16)$	263.4	113.6	236.8	147.8
Cramer's V	0.30	0.26	0.38	0.30

Fuente : nuestros cálculos a partir de encuestas ENNIV 1985/86, 1990, 1994 y 1996. Gastos totales per cápita.

6. Los indicadores de movilidad a partir de las matrices de transición

6.1. La tasa de inmovilidad

El índice que se utiliza frecuentemente es la tasa de inmovilidad que en nuestro caso indica la proporción de hogares que no cambian de clase de gastos, es decir la proporción promedio de hogares que se encuentran en la diagonal de la matriz de transición. Una manera menos estricta de definir la inmovilidad es teniendo en cuenta no sólo los casos de perfecta inmovilidad sino también los individuos que se sitúan en las celdas vecinas a la diagonal (cambios de rangos limitados a uno o dos quintiles por ejemplo). Dicho índice se calcula simplemente como el promedio de las probabilidades en la diagonal o en la diagonal y las de los fractiles vecinos. El índice de inmovilidad en el caso de inmovilidad total (la matriz de transición es la matriz identidad) es igual a 1, mientras que en el caso de movilidad perfecta el índice será igual a 0.20 o 0.52 según se considere uno o dos quintiles vecinos. A fin de averiguar si la movilidad observada es de poco alcance se presenta además el porcentaje de hogares que se desplazan de sólo un quintil y de dos quintiles o más.

Cuadro 6 : Indicadores sintéticos de movilidad de matrices de transición

	Matriz de transición 1985/90	Matriz de transición 1990/94	Matriz de transición 1994/96	Matriz de transición 1990/96
La tasa de inmovilidad (diagonal)	36.7%	32.6%	43.2%	32.3%
La tasa de inmovilidad (diagonal + dos celdas adyacentes)	76.4%	71.1%	82.0%	71.3%
Porcentaje que se desplaza de un quintil	39.7%	38.5%	38.8%	39.0%
Porcentaje que se desplaza de dos quintiles o más	23.6%	28.9%	18.0%	28.7%
El salto medio absoluto	0.968	1.078	0.812	1.052
En % de movilidad perfecta	60.5%	67.4%	50.8%	65.8%

Fuente: nuestros cálculos a partir de ENNIV 1985/86, 1990, 1994 y 1996.

En promedio, 37% de los hogares conservaron la misma posición en los quintiles de la distribución del gasto durante el periodo 1985/90 y 76% permanecieron en el mismo quintil o en los quintiles vecinos más próximos. La inmovilidad fue menor durante el periodo 1990/96 pues 33% y 71% de los hogares permanecieron en la diagonal de la matriz o en las inmediaciones de la diagonal. Estos porcentajes pueden parecer elevados si se les juzga respecto a la movilidad perfecta. Los índices observados serían superiores a ella de 47% y 37% en 1985/90 y 1990/96 respectivamente para la tasa de inmovilidad considerando únicamente la diagonal y de 84% y 61% si se tiene en cuenta de los dos quintiles vecinos además de la diagonal. Sin embargo, pueden parecer elevados si se les juzga respecto a la idea de muy poca movilidad que corrientemente aceptada. Entre un cuarto y un quinto de los hogares se desplaza de más de dos quintiles de la distribución del gasto durante el periodo estudiado.

Los índices de inmovilidad tienen varias carencias. La primera es que ignora la posibilidad de movilidad de intercambio a lo largo de la diagonal y la segunda es que no es sensible a la distancia recorrida por los hogares que dejan el quintil inicial. Que los hogares más pobres asciendan al quintil intermedio o al quintil más rico es indiferente para este índice. Para remediar al segundo problema se estima el salto absoluto promedio (Bourguignon y Morrison, 1984:933).

6.2. El salto absoluto promedio

El salto absoluto promedio está definido por el promedio de las diferencias, en valor absoluto, entre los rangos de la clase de un hogar en el año inicial y el rango de la clase ocupada por los mismos hogares en el año terminal. Los coeficientes estimados deberán ser comparados con el salto absoluto promedio en el caso de una matriz de transición (en quintiles) con movilidad perfecta que es de 1.62.

El salto absoluto promedio entre 1985/86 y 1990 representa 61% del salto máximo que puede obtenerse en el caso de movilidad perfecta. Esta proporción aumenta a 66% en la segunda mitad de los años 90. Es decir que en este último periodo no sólo hubo una mayor movilidad sino que también dicha movilidad fue de más largo alcance. La distancia en términos de quintiles recorrida por los hogares alcanza un máximo en el periodo 1990/94 cuando la economía sale de la recesión y alcanza una elevada tasa de crecimiento. Por el contrario, la distancia recorrida durante el último sub-periodo (1994/96) es la más baja pues solo alcanza 51% de lo que correspondería a una movilidad máxima.

El número de clases máximas que puede recorrer un hogar no es el mismo según se encuentre en uno de los quintiles extremos o en un quintil intermedio. Dicho de otro modo, el coeficiente de movilidad perfecta varía según el quintil. Es interesante poder discernir cuáles son los quintiles de la distribución que se muestran más “flexibles” en cuanto a la distancia recorrida a lo largo de la

distribución y cuales tiene un mayor grado de permanencia. El cuadro siguiente presenta los resultados detallados por quintiles para los mismos años. Se constata que los quintiles extremos son los que están más lejos de la movilidad perfecta medida por el salto absoluto promedio. Ellos confirman que existe una mayor rigidez en los estratos extremos de la distribución del gasto en Lima Metropolitana y que la redistribución se opera principalmente entre los estratos intermedios. La movilidad alcanzó un mínimo durante el periodo 1994/96 en todos los estratos de la distribución. Una vez más, recuérdese que la tasa de inmovilidad al igual que el salto absoluto promedio son sensibles al número de clases consideradas y a la dispersión del gasto al interior de estas clases.

Cuadro 7 :Salto absoluto promedio según quintiles

	Movilidad perfecta	1985/90	1990/94	1994/96	1990/96
I	0.40	0.28	0.32	0.18	0.26
II	0.28	0.22	0.24	0.19	0.32
III	0.24	0.20	0.33	0.19	0.33
IV	0.28	0.23	0.29	0.20	0.31
V	0.40	0.26	0.27	0.14	0.21
Total	1.600	0.968	1.078	0.812	1.052

Fuente: nuestros cálculos a partir de ENNIV 1985/86, 1990, 1994 y 1996.

Existen otros indicadores de movilidad sobre los cuales no nos extenderemos aquí³². En un reciente trabajo Maasoumi hace un recuento detallado de un vasto número de indicadores disponibles (Maasoumi, 1998). Cabe señalar que ninguno de los indicadores pasados en revista por Maasoumi propone una descomposición de la movilidad total entre la movilidad estructural y la movilidad de intercambio. Este vacío ha sido llenado por los recientes indicadores de movilidad propuestos por Fields y Ok que presentamos enseguida.

7. Los indicadores de movilidad de Fields y Ok

Una nueva generación de indicadores de movilidad han sido propuestos por Fields y Ok que se basan sobre fundamentos axiomáticos inspirados por los trabajos de Shorrocks (1978) y sobre el indicador de Markandya (1984). Los indicadores propuestos tiene la particularidad de conjugar los dos aspectos de la movilidad (movilidad estructural y de intercambio) y de no requerir la hipótesis de independencia de los procesos markovianos de primer orden.

³² Destaca entre ellos el coeficiente R(I) propuesto por Shorrocks. R(I) es el ratio entre la desigualdad (calculada por el coeficiente de Gini, el de Theil, etc.) de los gastos totales sobre el conjunto del periodo (1985/96 en nuestro caso) y el promedio de las desigualdades de los gastos en cada uno de los años considerados separadamente. Este ratio nos indica en qué proporción la desigualdad instantánea sobrestima la desigualdad a lo largo del ciclo de vida y constituye igualmente un indicador de movilidad.

7.1. El índice de la movilidad simétrica

El indicador de la movilidad económica simétrica propuesto por Fields (1998) y Fields y Ok (1996) se interesa a medir la importancia de los flujos de gastos implicados por la movilidad. Se trata pues de un indicador basado en los cambios en el nivel de los gastos. Una variante del indicador ha sido derivada con el fin de capturar el hecho que un cierto monto de transferencia no tiene la misma significación si el ingreso de base es de pequeño o grande. Los autores citados proponen que la variable retenida (el gasto en nuestro caso) sea expresada en logaritmos de modo que la movilidad estimada será sensible al nivel inicial de los gastos.

Sean

x_i son los gastos percapita del hogar i en el año inicial

y_i son los gastos percapita del hogar i en el año final

$$d_n^{(1)}(x, y) = \sum |x_i - y_i|$$

$d_n^{(1)}(x, y)$ mide la variación total del monto total de gastos entre el periodo inicial y el periodo final y será igual a la movilidad total. Fields y Ok proponen que estos flujos sean expresados en términos per cápita y en porcentaje del ingreso promedio del año de base de manera que se puedan referir a un orden de magnitud pertinente para el análisis.

$$m_n^{(1)}(x, y) = 1/n \sum |x_i - y_i|$$

$$p_n^{(1)}(x, y) = \sum |x_i - y_i| / \sum x_i$$

$m_n^{(1)}(x, y)$ es la movilidad total promedio por hogar y $p_n^{(1)}(x, y)$ es la movilidad total en porcentaje del gasto tal del año inicial. La variante logarítmica se obtiene simplemente en replazando el nivel de gasto por su logaritmo.

Una característica importante del índice de Fields y Ok es que, que a la diferencia de los otros índices, puede descomponerse en dos partes: una que mide la movilidad debida al crecimiento (o decrecimiento) económico y la otra que mide la movilidad debida a los ascensos y descensos en la escala de los gastos, manteniéndose constante el promedio. Así, en una economía en crecimiento, la descomposición de $d_n^{(1)}$ en los dos componentes citados esta dada por :

$$d_n^{(1)}(x, y) = G_n^{(1)}(x, y) + T_n^{(1)}(x, y)$$

la movilidad debida al crecimiento es la movilidad que hubiera ocurrido si todos los hogares hubieran crecido en las mismas proporciones y es igual a:

$$G_n^{(1)}(x, y) = \sum y_i - \sum x_i$$

Mientras que la movilidad ligada a las transferencias entre hogares es la que hubiera ocurrido si los hogares hubieran cambiado de posición en la distribución manteniendo constante el nivel agregado del gasto, ella esta dada por:

$$T_n^{(1)}(x, y) = 2 \left(\sum_{i \in L_{n(xy)}} (x_i - y_i) \right)$$

$L_{n(xy)}$ es el conjunto de hogares que sufrieron una disminución en sus gastos

En suma, en la fase de crecimiento la movilidad total se descompone en:

$$d_n^{(1)}(x, y) = \sum |x_i - y_i| = \sum y_i - \sum x_i + 2 \left(\sum_{i \in L_{n(xy)}} (x_i - y_i) \right)$$

y en una fase de recesión el índice es el siguiente:

$$d_n^{(1)}(x, y) = \sum |x_i - y_i| = \sum x_i - \sum y_i + 2 \left(\sum_{i \in W_{n(xy)}} (x_i - y_i) \right)$$

Siendo $W_{n(xy)}$ el conjunto de hogares que favorecieron de un aumento en sus gastos

El índice no-direccional o simétrico de la movilidad del gasto es interesante en la medida que nos informa sobre el grado de inestabilidad que existe en la sociedad. Una dificultad que puede surgir es la sensibilidad de los índices ante valores extremos en las variaciones de gastos que rinden los valores promedios poco representativos de los cambios en la distribución de los gastos. Este problema puede ser evitado examinando, como propone Fields (1998), el conjunto de la distribución acumulada de los cambios en el gasto en lugar de limitarse al promedio de hogares en lo que constituye un test de dominancia de primer orden.

7.2. El índice de la movilidad direccional

El índice de la movilidad direccional consiste en examinar la dominancia estocástica de la distribución de frecuencias de variaciones en el nivel de gasto de los hogares entre dos años diferentes. Dicho análisis nos permite de hacer comparaciones inter-temporales del bienestar (Fields, Leary, Ok, 1998:2).

Cabe mencionar que los índices de Fields y Ok no dependen en modo alguno de la hipótesis de proceso markoviano de primer orden, implícita en las matrices de transición y que es rechazada en la mayor parte de los estudios empíricos de la movilidad. Ellos son también los únicos que registran movilidad cuando los gastos de todos los hogares aumentan proporcionalmente (Fields, 1998:6).

7.3. Sensibilidad de los indicadores de movilidad de Fields/Ok a la calidad de datos

Cowel y Schuleter proponen un ejercicio para examinar la sensibilidad de los distintos indicadores frente a los errores en los datos. Dos tipos de experimentos fueron considerados : en el primero se “contaminaron” los datos multiplicando por 10 algunas observaciones en ambos periodos (t y t+n) en la segunda se contaminó únicamente uno de los dos años. Los resultados fueron que el índice de

Fields y Ok es poco sensible a errores del primer tipo pero relativamente sensible a los de segundo tipo. Lo inverso se constató en el caso del coeficiente de Gini (Cowell, Schulter, 1998:13-14)

Enseguida presentamos dos conjuntos de estimaciones de la movilidad y su descomposición en el factor “crecimiento” y el factor “redistribución” utilizando para ello dos paneles de tamaño diferente. El panel 1985-86/90 esta constituido por 721 hogares mientras que el panel de 1990/1994/1996 está conformado por 421 hogares³³.

Cuadro 8 : Movilidad total, de crecimiento y de intercambio en Lima Metropolitana 1985/86-1996

Panel 90-94-96, (nuevos soles, precios de 1996)	per capita en % de moy	per capita	movilidad total	movilidad de intercambio	movilidad de crecimiento
1990-94, N=421					
Gasto tot sin equiv	56,7%	158,11	100%	89%	11%
Gasto tot con equiv	55,0%	175,15	100%	74%	26%
Log gasto tot sin equiv	10,4%	0,55	100%	68%	32%
Log gasto tot con equiv	9,5%	0,53	100%	62%	38%
1994-96, N=421					
Gasto tot sin equiv	40%	119,85	100%	94%	6%
gasto tot con equiv	39%	142,83	100%	97%	3%
log gasto tot sin equiv	37%		100%	99%	1%
log gasto tot con equiv	37%		100%	97%	3%
1990-96, N=421					
gasto tot sin equiv	57%	159,80	100%	84%	16%
gasto tot con equiv	57%	182,59	100%	73%	27%
log gasto tot sin equiv	54%		100%	66%	34%
log gasto tot con equiv	52%		100%	64%	36%

Por memoria	per capita en % de moy	per capita	movilidad total	movilidad de intercambio	movilidad de crecimiento
1990-85/86, (nuevos soles, precios de 1990) Con alquiler, N=721					
Gasto tot sin equiv	57%	4658.63	100%	45%	55%
Gasto tot con equiv	66%	3121.66	100%	23%	77%
Log gasto tot sin equiv	75%		100%	15%	85%
Log gasto tot con equiv	84%		100%	25%	75%

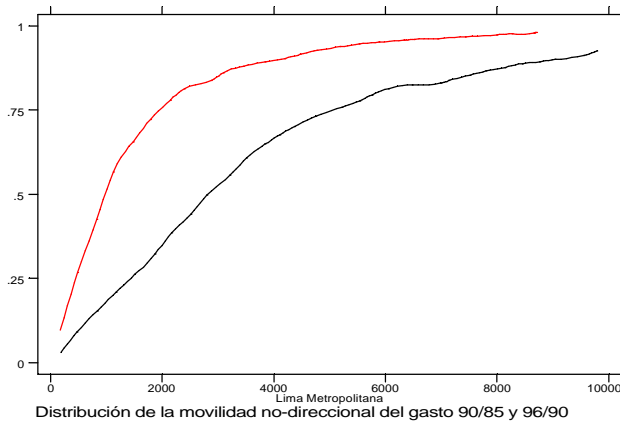
Fuente : Nuestros cálculos a partir de ENNIV 1985/86, 1990, 1994 y 1996.

Cuando se compara la importancia relativa de la movilidad total en los dos sub-periodos, 1985/90 y 1990/96, es interesante de constatar que en términos de ingreso per-cápita la movilidad fue de

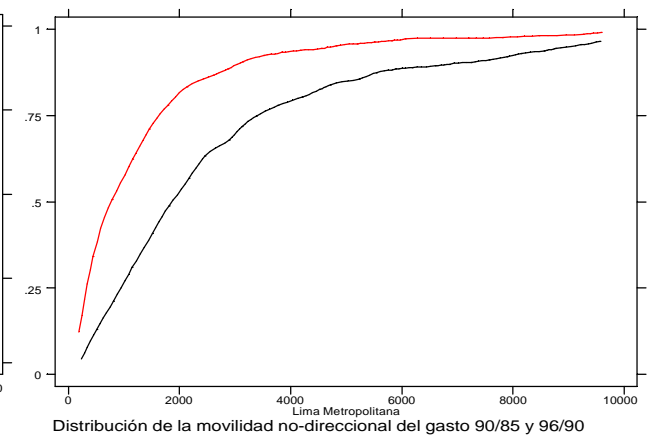
³³ No se presentaron los resultados para un tercer panel que cubre el conjunto del periodo 1985/86-1996 por ser de un tamaño demasiado pequeño (275 hogares) y susceptible de presentar sesgos importantes.

importancia similar en ambos periodos (57% de ingresos promedio). Sin embargo, dado que los gastos promedios fueron muy diferentes, la conclusión es otra cuando se representa las frecuencias acumuladas de las variaciones absolutas de los gastos (totales per cápita) para los dos sub-periodos 1990/85 y 1996/90 y se examina la dominancia de primer orden (véase gráfico siguiente). Se puede apreciar que la curva para el periodo 1990/85 se encuentra hacia la derecha de la curva correspondiente al periodo 1996/90 en cada uno de los puntos de la distribución. La movilidad total, considerada globalmente, implicó una mayor suma en la segunda mitad de los 80 que en la primera mitad de los noventa (recuérdese que no se logró recuperar las pérdidas sufridas en el primer periodo). Dicho resultado no depende ni del uso de escalas de equivalencia ni de la presencia de valores extremos. La dominancia estocástica se mantiene sea cual sea las variantes del cálculo de los gastos. Se puede concluir sin ambigüedad que la movilidad fue más importante en el primer periodo que en el segundo.

Gasto total con equiv. adulto



Gasto total sin equiv. adulto



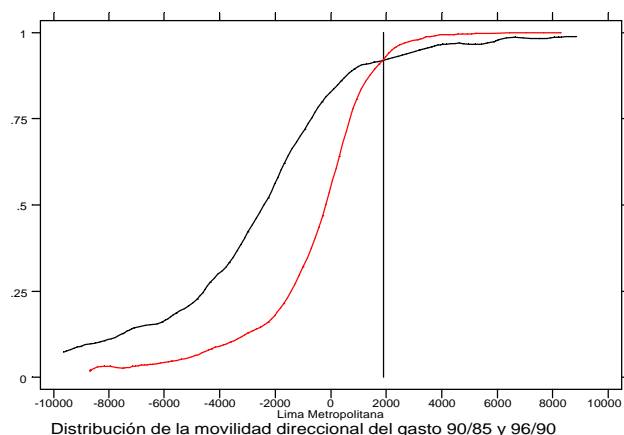
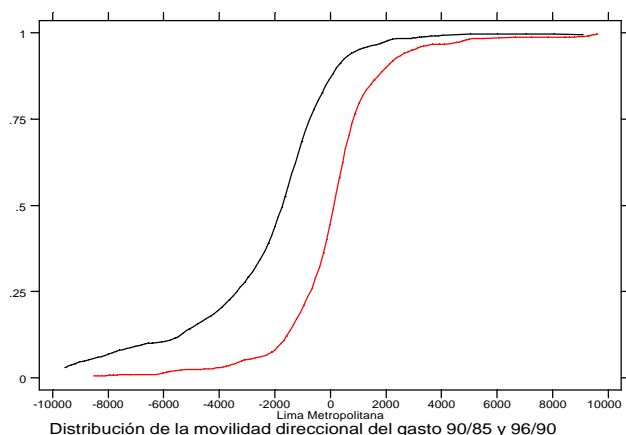
Otra conclusión importante toca a las diferencias en la composición de la movilidad en cada uno de los dos sub-periodos. Mientras que la mayor parte de la movilidad fue una movilidad de “crecimiento” durante el periodo 1985/90, durante el segundo periodo se caracterizó más bien por la predominancia de la movilidad de intercambio o transferencia en proporciones netamente distintas y que no dependen de la definición del gasto. La disminución de la desigualdad medida por el coeficiente de Gini entre 1990 y 1996 se acompañó de una importante movilidad de tipo redistributiva. Inversamente, el aumento de la desigualdad entre 1985/86 y 1990 estuvo asociado a una movilidad explicada esencialmente por el (de)crecimiento de los niveles de gasto.

El gráfico siguiente permite de ver que dicho resultado se debió a una variación negativa del gasto más importante o a variaciones positivas del gasto menos importantes. Este resultado aunado a la reducción de la incidencia de la pobreza sugiere que la movilidad de los años 90 ha tenido implicaciones benéficas para el bienestar mientras que la de los años 80 tuvo efectos negativos

sobre el bienestar³⁴.

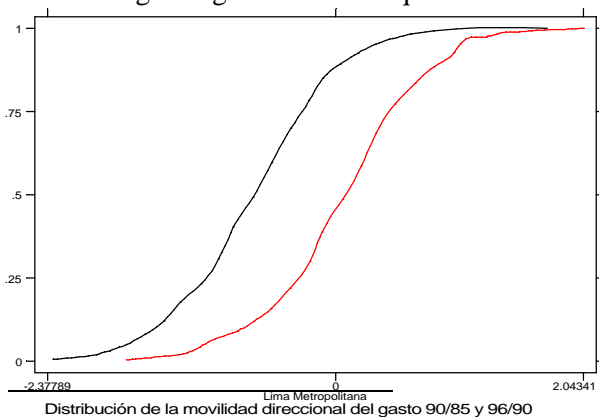
En niveles del gasto total sin equiv adulto

En niveles del gasto con equiv adulto

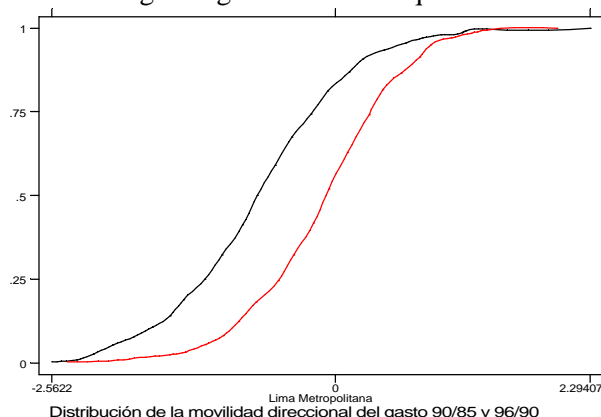


En el gráfico de derecha se observa que la curva correspondiente a la movilidad entre los años 1990 y 1996 se sitúa a la derecha de la movilidad de los años 1985/86 y 1990 hasta alrededor del nivel s./2000. Más allá los ordenes se invierten y la curva del primer periodo pasa a dominar a la del periodo más reciente. Ello significa que en la segunda mitad de los 80, un mayor número de hogares sufrió mayores pérdidas en el nivel de gastos que en la primera mitad de los 90 y que aquellos que incrementaron sus gastos por encima de 2000 nuevos soles lo hicieron por montos superiores en la segunda mitad de los 80 que en la primera mitad de los 90. Obsérvese sin embargo que esto concernió a menos del 10% de los hogares. Se puede concluir que los cambios en la distribución provocaron mas desigualdad durante los años 80 que durante los años 90. Resultados idénticos se obtienen con el logaritmo del gasto.

Logs del gasto total sin equiv adulto



Logs del gasto total con equiv adulto



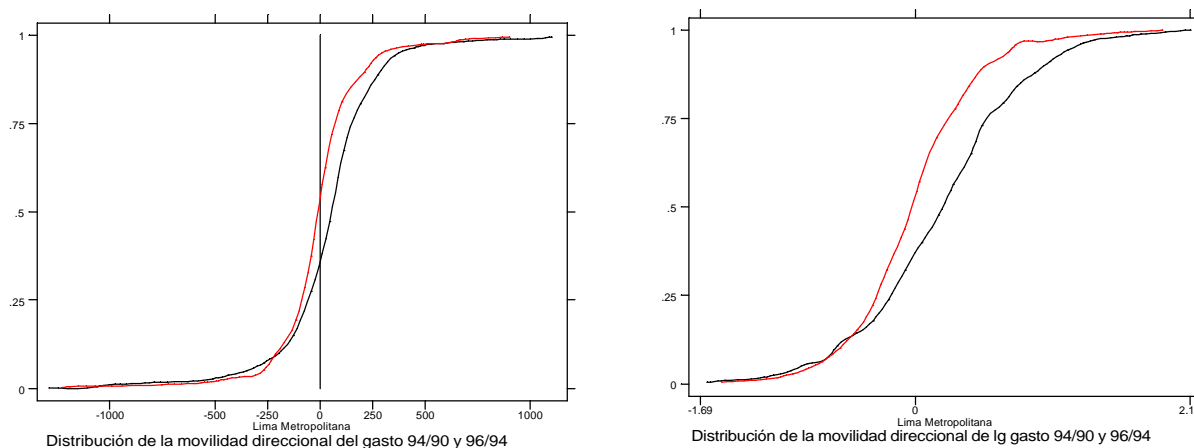
³⁴ Estos resultados contrastan con lo ocurrido en los Estados Unidos en donde la incidencia de la pobreza se mantuvo relativamente constante a lo largo de las décadas del 70 y del 80 mientras que desigualdad aumentó. Fields, Leary, Ok encuentran que la movilidad de los ingresos fue considerablemente más importante en los años 80 que en los años 70 al mismo tiempo que la movilidad estimada a partir de matrices de transición se mantenía estable. Ello significa, concluyen Fields, Leary y Ok que la movilidad de los ingresos en los Estados Unidos tuvo características menos deseables en los años 80 en comparación con la movilidad de los años 70 (Fields, Leary y Ok, 1998).

7.3.1. El periodo 1994-1996

La movilidad total, expresada en nuevos soles en % del gasto promedio fue inferior en casi 17 puntos durante 1994-96 que en el curso del periodo 1990-94 (40% y 57% respectivamente). La composición de la movilidad es también diferente : la movilidad de crecimiento da cuenta entre 11% y 38% del total mientras que en 1994/96 dicho porcentaje no sobrepasa de 6%. El examen de la distribución de la movilidad direccional del gasto no permite de sacar una conclusión tajante. Las curvas de distribución de las ganancias y pérdidas en los gastos de los hogares de ambos periodos se cruzan en dos oportunidades. En cuanto a las perdidas, la curva de 1994/96 se encuentra por debajo la de 1990/94 y pasa por encima hacia el nivel -200 nuevos soles y se mantiene por encima durante casi todo el intervalo de cambios positivos en el nivel del gasto. Las diferencias de logaritmos del gasto presentan una menor ambigüedad pues la curva para el periodo 1990-94, luego de una evolución similar a lo largo de un trecho de cambios negativos, se sitúa a la derecha de la curva de 1994-96 en todo el resto del rango de variación de los gastos.

Ello significa que la evolución del gasto de los hogares en 1994-96 fue menos favorable que durante 1990-94. Alrededor de 90% de los hogares tuvieron una movilidad total y positiva más mayor en 1990-94 que en los dos años siguientes. Se observa igualmente que la movilidad positiva tocó a un menor proporción de hogares durante 1994-96 que durante 1990-94 : menos de 50% de hogares beneficiaron del crecimiento en 1994-96, comparados a cerca de 70% durante 1990-94. Además, los hogares que pudieron aumentar sus gastos lo hicieron en menor proporción en 1994-96 que en 1990-94³⁵.

Distribución de la movilidad direccional del gasto



³⁵ Este es el trasfondo empírico de los debates recientes sobre la capacidad de la economía peruana a redistribuir el ingreso durante el crecimiento. En efecto, se ha sostenido que la capacidad de “chorreo” del crecimiento primario-exportador es poca. El trabajo presentado aquí permite de calificar cuán poco fue dicho chorreo y qué porcentaje de hogares benefició.

Fuente: Elaboración propia a partir de las encuestas ENNIV 1990, 1994, 1996. Panel de 421 hogares. Gasto total per cápita con equivalente adulto. Curva a la izquierda corresponde al subperiodo 1994-96 y la curva a la derecha al subperiodo 1990-94.

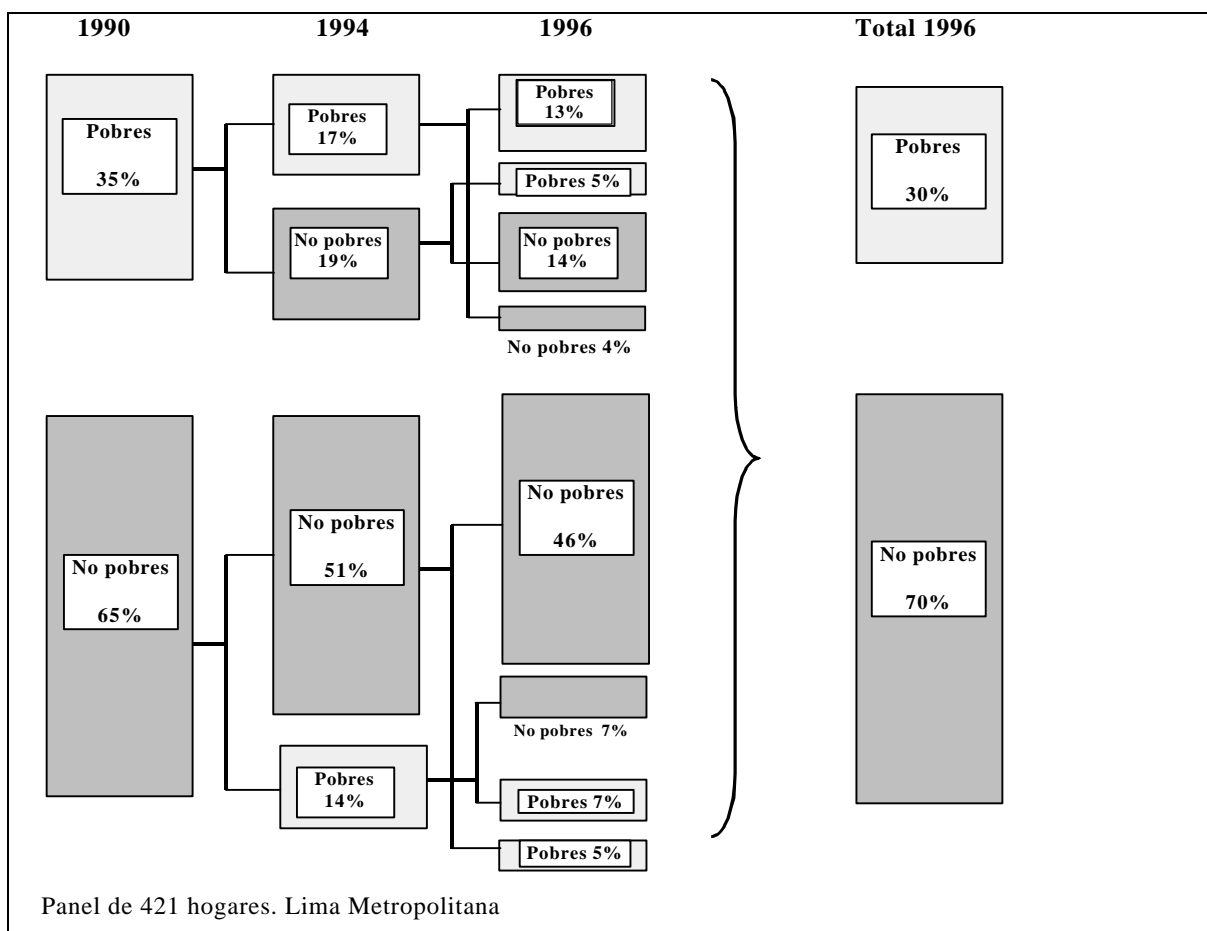
8. Entradas y salidas de la pobreza

¿En qué medida la pobreza es un fenómeno permanente o transitorio? Para responder a esta pregunta se examina a continuación la evolución de la incidencia de la pobreza en un panel conformado por 421 hogares presentes en cada una de las encuesta ENNIV 1990, 1994 y 1996. Se adoptó una medida absoluta de la pobreza, utilizando para ello las líneas de pobreza estimadas por Cuánto S.A para cada uno de los años de la encuesta. A partir de estos cálculos se definen las transiciones entre estados de pobreza y no pobreza para los mismos hogares en el periodo examinado. El diagrama siguiente presenta el conjunto de resultados obtenidos.

La primera constatación que puede hacerse es que la categoría de hogares pobres se renueva de manera importante de un periodo al otro. Así, un poco más de la mitad de los hogares pobres en 1990 dejan de serlo en 1994³⁶. Sin embargo, la salida de la pobreza no garantiza un nivel de vida futuro adecuado en la medida en que una proporción no despreciable de hogares vuelve a caer en situación de pobreza. En efecto, un cuarto de los hogares que salieron de la pobreza en 1994 volvieron a la condición de pobres en 1996. Por ende, la movilidad ascendente de estos hogares vulnerables debe ser apreciada sobre un periodo de varios años y no en sólo un año pues se estaría sobrestimando el impacto del crecimiento o de las políticas económicas sobre el nivel de vida de los hogares desfavorecidos. Dicho de otro modo, las tasas de movilidad no pueden extrapolarse con el fin de estimar cuantos años o puntos de crecimiento del PIB son necesarios para reducir la incidencia de la pobreza pues la situación actual del hogar pobre depende también de su nivel de vida algunos años atrás.

³⁶ Curiosamente, esta proporción de salidas de pobreza coincide con las halladas en los casos de Francia por Maurin y Chambaz (1996) y los Estados Unidos por Bane y Ellwood (1986).

Gráfico 7 : Flujos de entrada y salida de pobreza



La segunda constatación importante es el hecho que la pobreza permanente, es decir los hogares cuyos gastos se mantuvieron por debajo de la línea de pobreza en cada uno de los años examinados, es un fenómeno que toca a alrededor de 13% de hogares limeños. Un factor importante que debe tenerse en cuenta es que las salidas de pobreza son más improbables cuando los hogares han experimentado varios años de pobreza³⁷. Sólo alrededor de un quinto de hogares que eran pobres en 1990 y en 1994 lograron salir de la pobreza en 1996. Esto no es solo una característica del fenómeno de la pobreza permanente³⁸ sino también parece haber estado ligado a

³⁷ Gottschalk (1997) estudia las relaciones entre desigualdad, crecimiento y movilidad en los USA. Compara la movilidad de corto plazo (1975/74) con la movilidad de largo plazo sobre 17 años (1971/91) y constata que la movilidad es mas importante cuando se considera el periodo largo y que la salida de los quintiles mas pobres al cabo de 17 anos es mas baja de lo que deja pensar una simple extrapolación de la transición anual (1997:36) 68.7% de permanencia 1974/75 contra 42.1% 1991/74. El autor concluye que la movilidad es insuficiente como para borrar los efectos de la desigualdad anual. Incluso cuando los ingresos son promediados sobre 17 años, la desigualdad, medida por el ratio 90/10 deciles, solo se reduce de un tercio dejando inexplicada una parte substancial de la desigualdad permanente de los ingresos (Gottschalk, 1997:37).

³⁸ Estos resultados también han sido encontrados por Stevens (1995), Bane y Ellwood (1986), Burgess y Propper (1998) en los Estados Unidos y por Jarvis y Jenkins (1998) en el Reino Unido. Véase también los trabajos compilados en Gregg (1997).

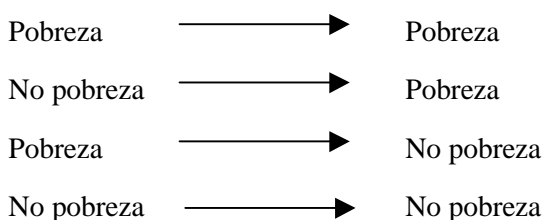
las particularidades del periodo 1994-1996. En efecto, las posibilidades de salida de pobreza se hacen más raras durante 1994-96 pues solo un tercio logra salir de la pobreza, los dos tercios restantes siguieron siendo pobres en 1996.

Por otro lado, considerando los hogares no pobres en 1990, un quinto cayó en situación de pobreza en 1994. Esta proporción se reduce a un décimo en 1996 respecto a 1994. La vulnerabilidad de los hogares no pobres disminuyó de mitad entre los dos sub-periodos (1990/94 y 1994/96) al mismo tiempo que se hizo más difícil a los pobres de salir del estado de pobreza.

Los hogares que nunca estuvieron confrontados a la pobreza a lo largo de todo el periodo son 46%. Ello significa, teniendo en cuenta a los pobres permanentes, que cerca de 4 hogares de cada 10 han transitado entre situaciones de pobreza y no-pobreza. Obsérvese que dicha proporción es bastante superior a la tasa de incidencia de pobreza (que varía entre 35% y 30% en el periodo examinado).

9. El modelo explicativo de las transiciones de pobreza

En esta sección se propone un cuadro de análisis que permite sistematizar los factores que están asociados a la movilidad de los hogares entre las diferentes situaciones de pobreza y de no pobreza. Las transiciones posibles son :



Dos tipos de modelos serán estimados. El primer modelo tratará de explicar la probabilidad de permanecer en situación de pobreza año tras año mientras que el segundo aborda los determinantes de las probabilidades para un hogar de experimentar una de las diferentes modalidades de transición entre pobreza y no-pobreza. En el caso de los determinantes de la pobreza permanente se estimará un modelo probit bivariado mientras que el caso de los determinantes de las transiciones se utilizará un modelo de tipo probit multinomial ordenado³⁹.

Este enfoque difiere del adoptado en los trabajos de Glewwe et Hall (1995), Grootaert y Kanbur (1995) y de Yamada y Ruiz (1996) quienes estiman los determinantes de la variación de los niveles de gastos y no los determinantes de las probabilidades de transición entre diferentes

categorías de pobreza. Estamos postulando que las transiciones entre pobreza y no pobreza comportan características y determinantes cualitativamente diferentes de una simple variación de los gastos. En nuestra estimación de los modelos logit estamos postulando la existencia de una variable latente, es decir no observada, que estaría midiendo la capacidad de los hogares a progresar económicamente en el curso del tiempo⁴⁰ y los coeficientes estimados pueden variar no sólo al variar el valor de las variables explicativas (las ecuaciones estimadas no son lineares en los parámetros) sino también adoptarán valores específicos según las modalidades de transición. Es posible que una misma variable tenga un impacto diferente sobre la probabilidad de permanecer en la pobreza y sobre la probabilidad de salir de la pobreza.

La variable dependiente cualitativa en los modelos estimados son de tipo bivariado o multinomial ordenado y las variables explicativas son de dos tipos: variables que describen un estado (por ejemplo sexo del jefe del hogar, tamaño del hogar, etc.) y variables que indican un cambio de situación económica (ingresos y patrimonio), demográfica (variación del tamaño o composición del hogar) o de capital humano.

10. Los determinantes de la movilidad y pobreza crónica

La variable que mide el nivel de vida (y por ende las transiciones entre pobreza y no pobreza) es el gasto promedio per cápita de los hogares. De ello se desprende dos categorías de determinantes inmediatos: aquellos relacionados a los ingresos de los hogares y aquellos relacionados a las características demográficas de los hogares. Sólo en el caso, bastante raro, en el que el hogar se compone de una sola persona puede haber un lazo unívoco entre bienestar individual y estatuto en el mercado de trabajo. En circunstancias normales, la mayor parte de individuos comparte recursos con otros miembros del hogar.

Jenkins (1998) siguiendo el trabajo de Bane y Ellwood (1986) propone una jerarquía de eventos ligados a las transiciones entre pobreza y no pobreza. En primer lugar debe determinarse si hubo o no cambio de jefe de hogar. Si tal es el caso, conviene de precisar qué tipo de cambio demográfico estuvo asociado a la transición examinada. Entre los eventos demográficos pueden citarse los la llegada de nuevos miembros sea por nacimientos, matrimonios, llegada de otros parientes y no

³⁹ Otros tipos de modelos existen. Por ejemplo, Fougère y Kamionka (1992) utilizan el modelo de “estables- móviles” en el caso francés con el propósito de mostrar estadísticamente la proporción de trabajadores de cada clase de edad que permanecen de manera prolongada en situación de desempleo. La existencia de paneles cubriendo un largo periodo ha permitido la estimación de modelos de duración, de modelos a eventos (“counts”) y de “hazards rates” (véase Jenkins 1998 para una revista de los trabajos recientes al respecto).

⁴⁰ Si el objetivo fuera explicar, para un año dado, la probabilidad de ser pobre entonces un modelo de tipo logit bivariado no solo es redundante sino también ineficiente (se conoce la variable latente que no es otra que la línea de pobreza y se la varianza asociada) (Ravallion, 1996:1335). En este caso conviene realizar una estimación lineal entre el nivel del gasto per cápita dividido por la línea de pobreza y las variables explicativas (ibid.).

parientes así como la disminución del tamaño del hogar debida al deceso de uno de los miembros, ruptura de la pareja, hijos que dejan el hogar, otros parientes y no parientes que dejan el hogar. En cuanto a los hogares que conservaron el mismo jefe de familia, Jenkins sugiere de comparar la evolución de las necesidades con la evolución de los ingresos monetarios y averiguar cuál fue la fuente de ingreso que más aumentó. Entre los eventos ligados a la evolución del ingreso puede mencionarse los cambios de ingreso de jefe del hogar, los del cónyuge, las variaciones de los otros ingresos laborales y no laborales (Jenkins, 1998:34)

A continuación se consideran los impactos esperados de las variables explicativas tanto relativas a la demografía de los hogares como a los ingresos. A través de estas últimas se establecerá un lazo indirecto con la situación macroeconómica en general y del mercado de trabajo en particular.

10.1. Los factores demográficos

10.1.1. Las características del hogar :

El tipo de estructura familiar puede tener una incidencia sobre la movilidad a través de diversos canales. Así, si el hogar es monoparental desde su constitución o lo deviene luego del deceso del cónyuge o conviviente, se deteriora su situación económica (caso más frecuente tratándose de la mujer cuyo cónyuge deja el hogar). Inversamente, los hogares con numerosos hijos en baja edad tendrán más dificultades para asegurar un nivel de consumo elevado per cápita en la medida que el porcentaje de personas a cargo aumenta de manera independiente a la actividad de los miembros que hacen parte de la fuerza laboral ocupada. En efecto, una fuerte tasa de dependencia limita en lo inmediato el potencial de generación de ingresos suplementarios y por ende la movilidad ascendente. Este aspecto debe distinguirse del tamaño del hogar que tiene un efecto contrario al anterior en el sentido en que se dispondrá de una menor fuente de diversificación de fuentes de ingreso. Por cierto, estas variables no son completamente exógenas respecto a los determinantes de los procesos de movilidad económica pero puede suponerse que operan en dos horizontes temporales de amplitud distinta.

10.1.2. Las características del jefe del hogar

La edad del jefe de hogar esta ligada a las posibilidades de movilidad económica a lo largo del ciclo de vida. El impacto de la edad es no-lineal pues en los primeros años de la vida activa los niveles de ingreso serán bajos, crecerán luego alcanzada la madurez (experiencia y calificaciones son en su apogeo) y decrecerán al final cuando las calificaciones se hacen obsoletas y se sale de la

vida activa. Otro efecto, contradictorio con el primero, puede estar ligado a la facilidad que se tiene cuando joven de cambiar de tipo de empleo frente a cambios en el mercado de trabajo. Estos efectos han sido calificados por Glewwe y Hall de “vulnerabilidad inducida por el mercado” (Glewwe y Hall, 1995). Por otro lado, la edad del jefe del hogar refleja la experiencia y la acumulación de calificaciones específicas con una incidencia directa y positiva sobre sus ingresos. Este impacto decrece en los tramos superiores de edad, razón por la cual generalmente se mide la experiencia por el cuadrado de la edad (a la cual se deduce los años de escolaridad y la edad pre-escolar). Finalmente se tendrá en cuenta el nivel de educación alcanzado el cual mide el grado de calificación. Los empleos más calificados ofrecen las mayores remuneraciones y mejores condiciones de estabilidad. La ausencia de calificación inversamente estará a la base de bajos ingresos y un alto grado de inestabilidad laboral. La importancia del factor educación ha sido resaltada en los trabajos realizados por Saavedra en los que se muestra un aumento en los retornos a la educación durante el periodo post-reformas (Saavedra, 1997a y 1997b).

10.2. Los ingresos del hogar

La rama de actividad puede tener una incidencia sobre las probabilidades de transición en la medida en que ciertas ramas estuvieron más expuestas que otras a la recesión. El tipo de sector institucional tendrá igualmente un impacto sobre las transiciones económicas : los trabajadores asalariados tendrán una menor probabilidad de pertenecer a la categoría de pobres crónicos pero al mismo tiempo tendrán una mayor probabilidad de movilidad descendente (la política laboral implicó una disminución de los salarios reales y pérdida de la estabilidad laboral). En el contexto de reformas estructurales de los años noventa, los trabajadores asalariados, en particular del sector público sufrieron una disminución relativamente más importante de sus ingresos que los trabajadores no asalariados (informales) en otros sectores de actividad que lograron adaptar sus actividades a la nueva configuración del mercado en la fase de crecimiento económico.

Finalmente, debe tenerse en cuenta los factores ligados a la discriminación étnica⁴¹, sexual y espacial susceptibles de bloquear la movilidad ascendente y cantonear a los individuos en los segmentos inferiores de la distribución de los ingresos. Este factor se apreciará a través del origen provinciano o no del jefe del hogar, del sexo y del lugar de residencia estratificado según tres niveles⁴². El impacto de estas variables será a priori positivo en la explicación de la pobreza crónica y negativo en las transiciones económicas ascendentes.

⁴¹ Según MacIssaac y Patrinos entre 30% y 50% del diferencial total de ingresos en 1991 entre población indígena y no indígena se explicaría por la discriminación étnica (MacIssaac y Patrinos, 1995)

⁴² Borjas ha estudiado los efectos de externalidad ligados a la residencia en barrios étnicos en los Estados Unidos.

Los ingresos de los hogares y su capacidad para resistir a los choques económicos dependen no solo de los ingresos laborales sino también de los ingresos del patrimonio y de la existencia o no de ahorros que pueden ser utilizados para paliar una disminución de los ingresos corrientes. Del mismo modo, el acceso al crédito bancario da a ciertos hogares una ventaja sobre aquellos sin acceso en la resistencia a los choques y les permite aprovechar las oportunidades de mejora económica que pueden presentarse. Los indicadores de riqueza (la posesión de la vivienda, de bienes durables como automóvil) que no ofrecen un rendimiento monetario son formas de ahorro que pueden ser movilizadas en respuesta a una disminución del flujo de ingresos impidiendo la movilidad descendente. Otra forma de capital que puede ser movilizada en favor de la movilidad ascendente es lo que se ha llamado “capital social” que no es otra cosa que la densidad de relaciones sociales influyentes que pueden ser movilizadas por los miembros del hogar para asegurar el mantenimiento de posiciones o la movilidad ascendente (la “vara” en lenguaje popular). Este indicador es bastante difícil de medir de manera que solo una aproximación grosera es por el momento posible a partir de las encuestas ENNIV (serán considerados la posesión de un teléfono, la cotización a asociaciones y el monto de gastos sociales en matrimonios y funerales).

11. El sesgo de selección

Las encuestas ENNIV no fueron concebidas desde un principio con el propósito de hacer un seguimiento de un panel constante de hogares. Sin embargo, por diseño muestral los encuestadores aplicaron el cuestionario a un buen número de viviendas que ya habían sido el objeto de encuestas anteriores y además, en ciertos años, se averiguó si el hogar y los individuos miembros del hogar habían sido entrevistado en la encuesta anterior. Sobre esta base es posible construir en primer lugar un panel de viviendas sobre el conjunto del periodo 1985-1997. Por cierto, el número de hogares presentes en todas las encuestas no corresponden al tamaño inicial de la muestra y esto por diversas razones. La primera es que el tamaño de la muestra total para Lima Metropolitana varió de una encuesta a la otra (entre alrededor de 600 y 1500 hogares) y se excluyeron hogares simplemente por diseño muestral. La segunda razón es que en una cierta proporción de casos el hogar que había sido entrevistado el año anterior se había mudado y otra familia habitaba la misma vivienda. En fin, ciertos hogares fueron excluidos porque no respondieron, dieron información incompleta o no fiable.

Ello significa que los hogares presentes en el panel no son necesariamente representativos del conjunto de hogares. Más importante aún, es posible que las causas de la exclusión de hogares del panel estén correlacionadas con la movilidad económica, que es la variable que tentamos de explicar. En efecto, la movilidad geográfica está muy probablemente asociada a la movilidad económica si los hogares no pudieron ser entrevistados porque, por ejemplo, se habían mudado a

barrios más exclusivos. En esas circunstancias, el panel de hogares adolece de un sesgo de selección debido a que las causas de la atrición de la muestra inicial esta correlacionada con el fenómeno que se quiere explicar. Los parámetros estimados estarán sesgados.

Para evaluar y corregir nuestras estimaciones del sesgo de selección, se procederá en dos etapas. En la primera se propone y estima un modelo explicando la probabilidad de salida del panel. En la segunda etapa se estima el modelo explicativo de la movilidad y se introduce entre las variables explicativas, la variable lambda (inversa del ratio de Mills) recuperada de la primera regresión y que permite de corregir el sesgo de selección. La variable lambda es una suerte de score para cada hogar reflejando la medida en la cual el hogar se encuentra próximo de salir del panel (Vella, 1998). En la segunda etapa se confirmará si dicho score esta relacionado con las diferentes modalidades de movilidad estudiadas y si por lo tanto nuestro panel inicial estaba o no sesgado.

Se ha modelado las salidas de los hogares del panel a través de un modelo probit inspirado del modelo propuesto por Maurin y Chambaz (1996) para el caso francés. Se considera que los hogares cuyo jefe es más joven y de sexo masculino, tiene menos hijos, un mayor nivel de estudios, no es propietario de la vivienda, la vivienda es precaria, entre otros, tendrán una mayor probabilidad de salir del panel respecto a hogares con características opuestas. El test de existencia de sesgo de selección estará dado por el grado de significación de la variable lambda (inversa del ratio de Mills) en la estimación del modelo probit bivariado explicativo de la pobreza crónica y en el modelo probit multinomial ordenado explicando las diferentes modalidades de la movilidad.

12. La pobreza crónica

Hemos visto anteriormente que alrededor de 14% de hogares permanecen, año tras año, en una situación de pobreza crónica. El enfoque que adoptamos enseguida es de examinar la dinámica de la pobreza a través de las entradas y las salidas de la pobreza en el curso de las distintas fases de crecimiento y coyuntura laboral conjuntamente con las características de los hogares. ¿Qué hogares logran aprovechar la fase de crecimiento económico para salir de la pobreza? ¿Qué factores están asociados a la ausencia de movilidad de ciertos hogares y al aumento de las desigualdades?

13. Resultados de los modelos econométricos

Se ha considerado el panel de 421 hogares presentes en las encuestas de 1990, 1994 y 1996. Se excluyó el año 1997 por evitar restringir demasiado el tamaño de nuestro panel.

13.1. Pobreza crónica

Variable	Coefficient	t-statistic	Proba
EDU0	1,121094	1,470877	0,1422
EDU1	0,357405	2,012686	0,0449
NBENF91	0,387765	7,744791	0
PROPINV90	0,425012	1,749746	0,0811
CREDIT	-0,293166	-1,168331	0,2434
COMPO91	-0,009103	-2,428953	0,0156
(COMPO94- COMPO91)	-0,01206	-3,519033	0,0005
AUTO91	-1,090167	-2,486796	0,0133
SBAS90	-0,297371	-1,694658	0,091
SOL90	-0,374887	-1,771259	0,0773
TELEPHON	-0,708574	-2,135989	0,0333
LAMBDA	-0,139975	-0,375321	0,7076
C	-0,914165	-1,638531	0,1021

El coeficiente de la variable λ que representa el efecto del sesgo de selección no es significativo estadísticamente; es decir, los factores explicativos de las salidas del panel no parecen estar correlacionados significativamente con la situación de pobreza permanente de los hogares. En cuanto a las otras variables explicativas, comentaremos únicamente aquellas que resultaron significativas. Entre ellas cabe mencionar el papel preponderante de la composición del hogar (proporción de activos sobre los inactivos) tanto en nivel que en variación. Los hogares que persisten en la pobreza son hogares con una baja proporción de activos, ello en razón principalmente de la mayor proporción de niños en baja edad y por ser hogares en las que los nuevos miembros son también inactivos (nacimientos, abandono de uno de los activos, etc.)

El segundo factor importante en la persistencia de la pobreza concierne la educación del jefe del hogar: la ausencia total de educación formal, mas no el nivel de educación alcanzado, es determinante. Finalmente, cabe destacar la importancia del papel jugado por los diferentes activos que posee el hogar en la probabilidad de persistir o no en la pobreza. Las dotaciones iniciales de riqueza (medidas por la precariedad de la vivienda, la posesión de un auto, de teléfono, el acceso al crédito, etc). Dichos activos parecen proteger en cierto sentido los hogares contra la persistencia en la pobreza. Inversamente, los factores que podrían asimilarse a la discriminación, como el origen étnico (aproximado por el factor lingüístico y lugar de nacimiento), el sexo del jefe del hogar o el lugar de residencia, se mostraron todos no significativos.

13.2. Las transiciones entre pobreza y no pobreza

Sea la variable latente y_i^* “capacidad del hogar i a progresar económicamente” entre el periodo t y $t+n$ depende de una serie de variables demográficas y relativas al proceso de generación del

ingreso x_i . Hemos postulado que existe un orden creciente en las modalidades de transición que va de la persistencia en la pobreza a la persistencia en la no pobreza pasando por las entradas en pobreza y las salidas de pobreza. Dichas transiciones estarían asociada a valores crecientes de la variable latente.

$$y_i^* = x_i \beta + \varepsilon$$

x_i es el vector de las variables explicativas.

Se observa $y_i = 1$ cuando $y_i^* < \tau_1$

$$\Pr (y_i = 1 | x_i) = \Pr (\tau_0 \leq y_i^* < \tau_1 | x_i)$$

ε está distribuido según una ley logística

Remplazando y_i^* y sustrayendo $x_i \beta$

$$\Pr (y_i = 1 | x_i) = \Lambda (\tau_1 - \alpha - \beta x_i), \text{ el hogar permanece en la pobreza (pobre-pobre)}$$

$$\Pr (y_i = 2 | x_i) = \Lambda (\tau_2 - \alpha - \beta x_i) - \Lambda (\tau_1 - \alpha - \beta x_i), \text{ el hogar cae en la pobreza (no pobre-pobre)}$$

$$\Pr (y_i = 3 | x_i) = \Lambda (\tau_3 - \alpha - \beta x_i) - \Lambda (\tau_2 - \alpha - \beta x_i), \text{ el hogar sale de la pobreza (pobre-no pobre)}$$

$$\Pr (y_i = 4 | x_i) = 1 - \Lambda (\tau_3 - \alpha - \beta x_i), \text{ el hogar permanece en la no pobreza (no pobre-no pobre)}$$

Λ es la función de densidad acumulada de la distribución normal. La diferencia entre dicha función evaluada en dos puntos diferentes nos da la probabilidad de observar una de las modalidades de y_i . Los parámetros $\tau_1 \tau_2 \tau_3$ corresponden a los umbrales que permiten de observar las referidas modalidades de y_i . Para poder identificar el modelo se fija arbitrariamente el parámetro $\beta_0 = 0$. El supuesto implícito que garantiza la plausibilidad del modelo probit multinomial ordenado se conoce como la hipótesis de las regresiones paralelas (los parámetros β estimados de deben ser los mismos para cada una de las modalidades de transición).

Entre las variables explicativas se han considerado, entre otras, el tamaño del hogar, la proporción de niños a cargo de cada adulto, el tipo de familia (monoparental, numerosa, etc.), la edad y el sexo del jefe del hogar, su nivel educativo y tipo de empleo (obrero o empleado asalariado, público o privado, informal), el origen étnico (idioma materno, oriundo o non de Lima), el estado de salud del jefe del hogar, el lugar de residencia, la posesión de bienes durables e inmuebles, acceso al crédito, existencia de ahorros. Se incluyen algunas de las variable anteriormente citadas en variación.

Los resultados serán presentados bajo dos formas. En un primer lugar se comentaran los coeficientes estandarizados evaluados en los valores promedio de las variables explicativas. Recuérdese en efecto que la no linealidad del modelo hace que el coeficiente de la regresión varíe con el valor de las diferentes variables explicativas. Si se piensa que la variable dependiente tiene un orden jerárquico pero que la idea de variable latente “capacidad del hogar i a progresar económicamente” no tiene sentido, entonces es posible interpretar la ecuación estimada como un modelo probabilístico de la relación entre las variables explicativas y las probabilidades resultantes (se abandona la interpretación en términos de cambios parciales en y_i^*) (Scott, 1997:122).

Resultados

```

Ordered logit estimates      Number of obs   =      401
                             LR chi2(13)             =      68.32
                             Prob > chi2              =      0.0000
Log likelihood = -466.74317  Pseudo R2       =      0.0682

```

	B	bStdXY	bStdY	z
AGECHEF	-.132116	-.859191	-.065269	-2.80011
AGE2	.001276	.88288	.000631	2.89133
SEXCHEF	.288104	.062059	.142332	1.2689
EDU0	-.498989		-.246516	-.450349
EDU1	-.979873		-.484088	-2.97088
EDU2	-.348045		-.171945	-1.18671
ECOLPUB	.27082		.133794	.85591
COMPOS91	.004014	.063018	.001983	1.22468
PROPRIO	.22753		.112407	.945478
TELEPHON	1.39529	.270822	.689318	4.53778
CREDIT	-.014658		-.007242	-.050223
SBAS	-2.05379		-1.01463	-1.85191
SMOY	-2.17129		-1.07269	-1.97155

Se presentan los coeficientes estimados con y sin estandarización de las variables. Cada 10 años de edad suplementaria del jefe del hogar disminuye de 6.5 desviaciones estándar la capacidad del hogar a progresar económicamente al mismo tiempo que la experiencia (medida por el cuadrado de la edad) tiene un efecto en sentido opuesto. Por otro lado, el hecho que el jefe del hogar sea de sexo masculino tiene una incidencia positiva sobre la movilidad ascendente del hogar. En cuanto a los niveles de educación, la variable ausencia total de educación, relevante en nuestras estimaciones anteriores, deja de tener una influencia a favor de niveles de educación más elevados. La progresión económica de los hogares se decide para niveles de educación que ya han integrado la masificación de la educación primaria. La pertenencia a la escuela pública tiene un efecto positivo mas no significativo sobre la capacidad del hogar a progresar económicamente. Los activos del hogar, como el hecho de ser dueño de la vivienda, poseer un teléfono, tienen ambos un impacto positivo mientras que se encontró una incidencia negativa al hecho de habitar en los barrios de clases populares y medias.

A continuación se presentan los rangos de los valores de las probabilidades previstas por el modelo. Min, Max indica el valor mínimo (máximo) de las probabilidades predichas considerando todas las observaciones. Para el caso de la permanencia en pobreza así como el de la salida la pobreza, los rangos de variación son bastante amplios, contrariamente a lo que ocurre con los dos otros casos. Es necesario por consecuente examinar con mayor detalle las probabilidades predichas por el modelo para ciertos valores de las variable explicativas. Se tratará en particular las variables sexo del jefe del hogar y niveles de educación. La situación de referencia corresponde al valor promedio para hombres jefes del hogar con al menos educación secundaria y los valores promedio

de resto de las variables explicativas. Recuérdese que los resultados obtenidos por Glewwe atribuyen un efecto positivo a las mujeres jefes del hogar.

PROBABILIDADES PREDICHAS DENTRO DE LA MUESTRA

	Pr(pobre-pobre)	Pr(no pobre-pobre)	Pr(no pobre- no pobre)	Pr(pobre- no pobre)
Mean	0,285	0,191	0,087	0,438
Std. Dev.	0,137	0,050	0,016	0,187
Min	0,008	0,012	0,010	0,158
Max	0,584	0,227	0,100	0,969

Las variantes examinadas sugieren un riesgo superior de persistir en la pobreza para los hogares cuyos jefes son mujeres, riesgo que curiosamente aumenta si el jefe del hogar tiene educación secundaria. En cuanto a los riesgos de pasar de una situación de no pobreza a una situación de pobreza) y persistencia en no pobreza), ninguna diferencia es perceptible según el sexo y nivel de educación secundaria o no. La salida de la pobreza invierte los resultados de la persistencia en la pobreza: la presencia de educación secundaria disminuye la probabilidad de salir de la pobreza tanto para hombres como para mujeres jefes del hogar. Remarquemos que dichas probabilidades son menores para las mujeres que para los hombres.

Predicciones del modelo logit ordenado

	Pr(pobre-pobre)	Pr(no pobre-pobre)	Pr(no pobre- no pobre)	Pr(pobre- no pobre)
Prob si jefe hombre con secundaria	.373933	.227243	.091722	.307102
Prob si jefe hombre sin secundaria	.266125	.211733	.100177	.421965
Prob si jefe mujer con secundaria	.443424	.224424	.08275	.249402
Prob si jefe mujer sin secundaria	.326015	.223691	.096595	.353699

La persistencia en la pobreza aumenta fuertemente con la edad del jefe del hogar a partir de los 40 años, simétricamente con la probabilidad de persistir en la no pobreza. Las probabilidades de entrada en pobreza se incrementan cuando el jefe del hogar tiene entre los 40 y 60 años.

Gráfico 8 : Probabilidad prevista para chef hombre sin educacion

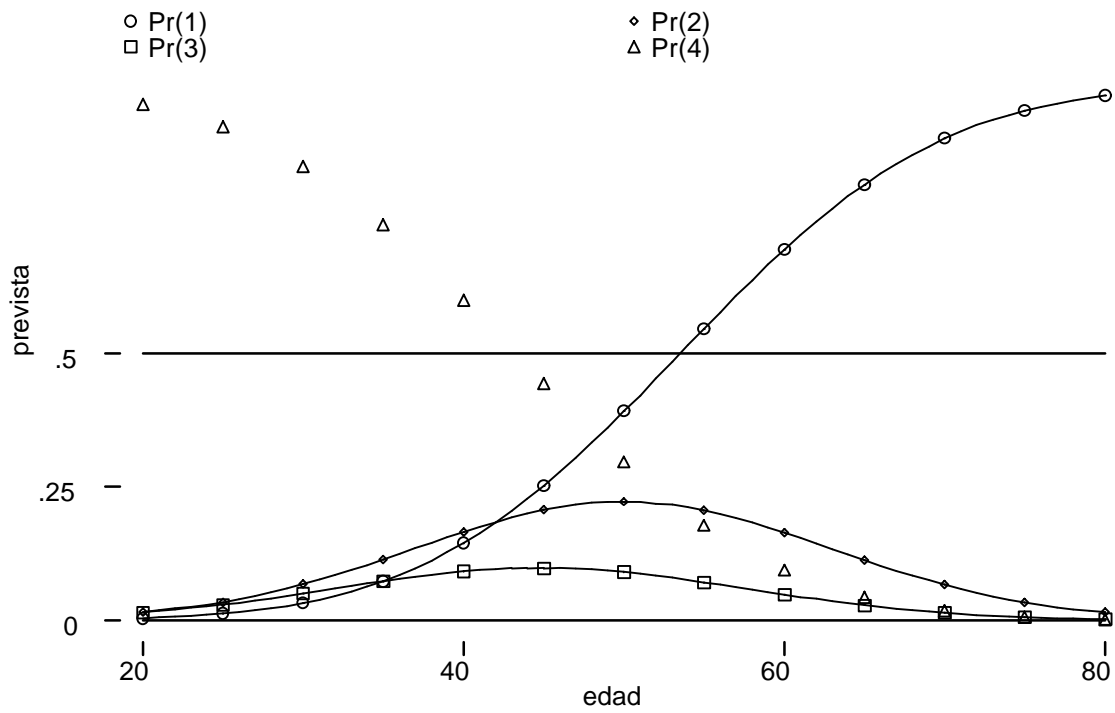
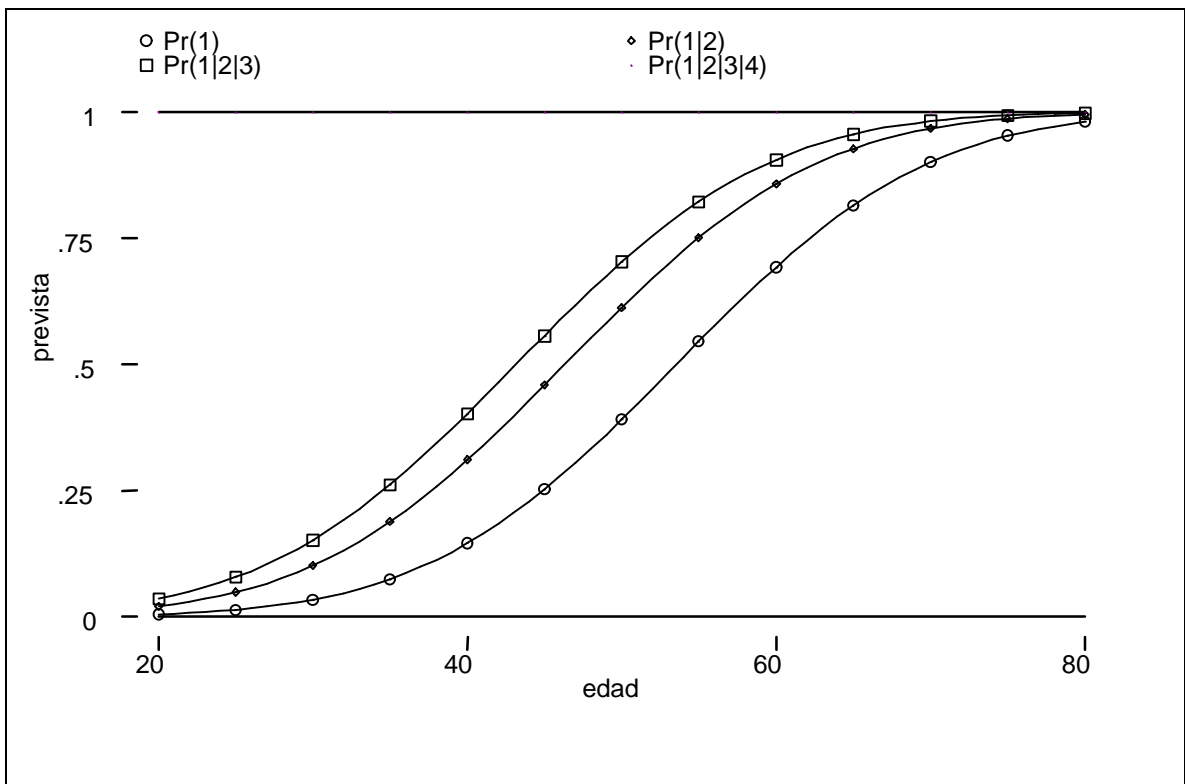


Gráfico 9 : Probabilidad acumuladas para chef hombre sin educacion



Conclusiones

Los choques macro-económicos experimentados por la economía peruana en las década del 80 y del 90 han tenido un impacto redistributivo bastante importante a pesar de la relativa estabilidad de los indicadores estáticos de desigualdad. Contrariamente a una visión de la sociedad altamente jerarquizada, el seguimiento de un panel de hogares de la capital elaborado a partir de la encuestas ENNIV

El Perú conoció en los años 90 un periodo de cambios macroeconómicos con un potencial redistributivo importante. Cambios en la estructura del empleo, en la regulación del mercado laboral al mismo tiempo que nuevos sectores medios se desprenden de un lento proceso de anclaje de segmentos informales en la producción. Estos procesos dieron lugar a una importante movilidad económica de amplios sectores de la población, afectando tanto a aquellos que hasta ahora habían escapado a disminuciones de niveles de vida como a aquellos que habían permanecido en situación de pobreza crónica. Sobre la base de un panel de hogares limeños hemos estimado que alrededor de $\frac{3}{4}$ de hogares de los quintiles intermedios se desplazan hacia otros quintiles. Las mismas conclusiones se mantienen respecto a las transiciones entre pobreza y no pobreza. Ni los hogares por debajo de la línea de pobreza, ni aquellos por encima, son exactamente los mismos entre 1990, 1994 y 1996. Los pobres crónicos representan alrededor de 13% de hogares, mientras que los hogares pobres sobrepasan 35%. Inversamente, sobre un total de 65% de no pobres en 1990, 46% se mantienen de manera permanente por encima de la línea de pobreza.

Los indicadores de movilidad inspirados de los recientes trabajos de Fields han permitido de mostrar el papel preponderante de la movilidad de intercambio en los procesos de redistribución del ingreso, proceso que los indicadores estáticos son incapaces de captar. En cuanto a las estimaciones econométricas han mostrado el papel importante jugado por la educación, los activos de los hogares y el sexo del jefe del hogar. Estos resultados constituyen los jalones preliminares de un proyecto de investigación por ahora inacabado.

BIBLIOGRAFIA

- Adams, N., N. Valdivia (1991): Los nuevos empresarios. Etica de migrantes y formación de empresas en Lima. IEP.
- Altimir, O. (1994): “Cambios de la desigualdad y la pobreza en América Latina”, El Trimestre Económico, vol LXI(1) n°241, pp.200-216.
- Amat y León, C., L. Monroe (1998): “Cambios sociodemográficos y económicos de las familias de Lima Metropolitana 1972-1985, 1993”, Documento de Trabajo, Universidad del Pacífico.
- Anaya, E. (1990): Los grupos de poder en el Perú. Editorial Horizonte.
- Akerlof, G. (1997): “Social distance and social decisions”, Econometrica, 65, :5 (septembre), pp.1005-1028.
- Atkinson, A., F. Bourguignon, C. Morrison (1992): Empirical studies of earnings mobility, Hardwood Academic Press.
- Atkinson, A. (1997): “Bringing income distribution from the cold”, Economic Journal, marzo.
- Banco Mundial (1998): “Peru : Poverty comparisons”. Draft.
- Bane, M, D. Ellwood (1986): “Slipping into and out of poverty : The dynamics of spells”, Journal of Human Resources, Winter pp.1-23.
- Bartholomew, D. J. (1982): Stochastic models for social processes, 3erd. Edition, Wiley, New York.
- Baron, J., D. Grusky, D. Treiman (1996): “Social differentiation and inequality: Some reflections on the state of the field”, Baron, J., D. Grusky, D. Treiman (eds), Social differentiation and social inequality : Essays in honor of John Polok, Boulder, CO: Westview Press, pp.345-365.
- Behrman, J. (1998): “Social Mobility. Concepts and measurement in Latin America and the Caribbean”, Ponencia presentada en el “Workshop on Social Mobility”. Brookings Institution, Washington D.C. juin 1998.
- Bénabou, R. (1994): “Human capital, inequality and growth : a local perspective”, European Economic Review, 38, pp.817-826.
- Bénabou, R. (1996): “Unequal societies”, NBER working paper n°5583.
- Bénabou, R. (1997): “Inequality and growth”, NBER Macro Annual 1997, chapitre 1.
- Bénamou, R., E. Ok (1998): “Social Mobility and the Demand for Redistribution: The POUM Hypothesis”, NBER Working paper n°6795.
- Berry A. (éd.) (1998a): Poverty, economic reform, and income distribution in Latin America, Reinner.
- Berry, A. (1998b): “Inequality trends in Latin America”, Latin American Research Review, 32:2.
- Berry, A. (1998): “The income distribution threat in Latin America ”, Latin American Research Review, 32:2, pp.3-40
- Blackwood, D., R. Lynch (1994): “The measurement of inequality and poverty : A policy maker’s guide to the literature”, World Development, vol. 22, n°4, pp.567-578.
- Borjas, G. (1995): “Ethnicity, neighborhoods, and human-capital externalities”, American Economic Review, vol. 83 n°3 junio, pp.365-390.
- Boudon, R. (1978): L’inégalité des chances. Segunda edición, Pluriel.
- Bourguignon F., Ch. Morrisson (1984): “La mobilité des salaires sur le cycle de vie : un échantillon de cadres français sur trente ans”, Revue Economique n°5, setiembre 1984.
- Bourricaud, F., (1967): Pouvoir et société dans le Pérou contemporain, Armand Collin, Paris.
- Buchinski, M., D. Fougère, F. Kramarz (1998): “La mobilité salariale en France, 1967-1987”, Revue Economique, vol 49 n°3 pp.879-890.

- Burgess, S., C. Propper (1998): "An economic Model of Household income dynamics, with an application to poverty dynamics among american women", CEPR Discussion Paper n°1830.
- Chen, S., G. Datt, M. Ravallion (1995): "Is Poverty Increasing in the Developing World?" Policy Research Department, the World Bank, Data Appendix, updated version, 40: 359-76.
- Coondoo, D., B. Dutta (1990): "Measurement of income mobility : An application to India", in Kaushik Basu, Pulin Nayak, Development policy and economic theory, Oxford university Press, 1992, pp.111-144.
- Cooper, R., A. Weekes (1983): Data, models and statistical analysis. Philip Alan.
- Cowell, F. A., C. Schluter (1998): " Measurement income mobility with dirty data", Centre for the Analysis of Social Exclusion, London School of Economics, CASE paper n°16.
- Cowell, F. A. (1998): "Measurement of inequality", STICERD, London School of Economics
- Creedy, J. (1985): Dynamics of income distribution, Basil Blakwell, Oxford.
- Cuin, Ch. (1993): Les sociologues et la mobilité sociale. PUF.
- D'Angelo, J.A., J. Leon (1996): "Ajuste micro-económico y distribución del ingreso en el Peru, 1985-1994", in ¿Cómo estamos ?
- Daly, M. (1998): "Earnings mobility and instability, 1969-1995". mimeo
- Dancourt, O. (1997): "Reformas estructurales y política macro-económica en el Perú : 1990-1996", PUC, documento de trabajo n°134.
- Dardanoni, V. (1993): "On measuring social mobility", Journal of Economic Theory, vo. 61 pp.372-394.
- Deaton, A. (1997): The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy. Banco Mundial.
- De Soto, H. (1986): El otro sendero. Oveja Negra, Colombia.
- Deiningner, K., L. Squire (1997): "News ways of looking at old issues : inequality and growth", The World Bank, mimeo.
- Deiningner, K., L. Squire (1996): "A new data set measuring income inequality", The World Bank Economic Review, vol. 10, n°3, pp.566-591 (ver base de datos disponible en internet en el sitio del Banco Mundial <http://www.worldbank.org>)
- Díaz, J. (1998): "Evolución de la estructura de ingresos relativos en Lima Metropolitana : un análisis de los factores de oferta y de demanda 1986-1995", mimeo, GRADE.
- Duncan, G, R. Lee, M. Hill (1983): "The dynamics of poverty", G. Duncan et al., Years of poverty, years of plenty. The changing fortunes of american workers and families. The University of Michigan, pp.33-69.
- Durlauf, S. (1994) : "Spillovers, stratification and inequality", European Economic Review, 38, pp.836-845.
- Escobal, J., J. Saavedra, M. Torero (1998): "Los activos de los pobres en el Perú", mimeo, GRADE.
- Fields, G., (1998): "Income mobility : meaning, measurement, and some evidence for the developing world", Ponencia presentada en el "Workshop on Social Mobility". Brookings Institution, Washington D.C. junio 1998.
- Fields, G., E. Ok (1996): "The meaning and measurement of income mobility", Journal of Economic Theory, vol. 71, pp.349-377.
- Fields, G., J. Leary, E. Ok (1998): "Income movement in the United States in the seventies and eighties" Ponencia presentada en el "Workshop on Social Mobility". Brookings Institution, Washington D.C. junio 1998.
- Figuroa, A. ; R.Webb (1975): Distribución del ingreso en el Perú. Perú Problema 14, IEP, Lima.
- Figuroa, A. (1995): "La cuestión distributiva en el Perú" in Julio Cotler (ed.) Perú 1964-1994, pp.17-39, IEP, Lima.

- Fougère, D., T. Kamionka (1992): "Mobilité et précarisation sur le marché français du travail : une analyse longitudinale pour les années 1986 à 1988", Economie et Prévision, n°102-103, pp.157-178.
- Francke, P. (1998): "Evolución de la pobreza entre 1991 y 1996", Moneda, n°101, pp.30-38.
- Friesen, P. H.; D. Miller (1983): "Annual inequality and lifetime inequality", Quarterly Journal of Economics, 98, pp.139-155.
- Fiszben, A., G. Psacharopoulos (1995): "Income inequality trends in Latin America in the 1980s", N. Lustig (ed), Coping with austerity. Poverty and inequality in Latin America. Brookings Institution, pp.71-100.
- Friedman, M. (1992): "Do old fallacies ever die?", Journal of Economic Literature, diciembre, pp.2129-2132.
- Gamero, J. (1997): "Distribución del ingreso, diferencias salariales y cambios en el mercado de trabajo de Lima Metropolitana", en M. Cárdenas (coord), Empleo y distribución del ingreso en América Latina : ¿Hemos avanzado?. Tercer Mundo, Bogotá, pp.337-355.
- Galor, O.; J. Zeira (1993): "Income distribution and macroeconomics", Review of Economic Studies, 60, pp.35-52.
- Garavito, C. (1997): "Empleo, salarios reales y producto: 1970-1995", Economía, vol. XX n°39-40, pp.293-345.
- Glewwe, P. (1988): "The distribution of welfare in Peru 1985-86", LSMS Working Paper n°42.
- Glewwe, P., D. de Tray (1992): "The poor in Latin America during adjustment. A case study of Perú", LSMS Working Paper n°56.
- Glewwe, P., G. Hall (1992): "Poverty and inequality during unorthodox adjustment. The case of Peru, 1985-90", Washington, D.C., The World Bank, LSMS Working Paper n°86.
- Glewwe, P., G. Hall (1995): "Who is most vulnerable to macroeconomic shocks? Hypothesis tests using panel data from Perú", Washington, D.C., The World Bank, LSMS Working Paper n°127.
- Golte, J., N. Adams (1987): Los caballos de Troya de los invasores. Estrategias campesinas en la conquista de la Gran Lima. IEP.
- Golte, J. (1995): "Nuevos actores y culturas antiguas" in J. Cotler (ed.) Perú 1964-1994. Economía, Sociedad y Política. IEP, pp.134-148.
- Gonzales de Olarte, E. (1998) : El neoliberalismo a la peruana. Economía política del ajuste estructural 1990-1997. IEP.
- Gotschalk, P., M. Joyce (1998) : "Cross-national differences in the rise in earnings inequality : market and institutional factors", The Review of Economics and Statistics, vol. LXXX n°4, noviembre 1998, pp.489-502.
- Gregg, P. (1997): Jobs, wages and poverty. Patterns of persistence and mobility in the flexible labour market. Centre for Economic Performance.
- Grootaert, Ch., R. Kanbur (1995): "The lucky few amidst economic decline : distributional change in Côte d'Ivoire as seen through panel data sets, 1985-88", The Journal of Development Studies, vol. 31, n°4, pp.603-619.
- Grootaert, Ch., R. Kanbur, GI-Taik Oh, (1995): "The Dynamics of Poverty : Why some people escape from Poverty and others don't, An African Case Study". The World Bank, Washington, D.C.
- Grusky, D., R. Hauser (1984): "Comparative social mobility revisited : models of convergence and divergence in 16 countries", American Sociological Review, 49:1, (febrero), pp.19-38.
- Hentschel, J., P. Lanjouw (1996): "Constructing an Indicator of Consumption for the Analysis of Poverty: Principles and Illustrations with Reference to Ecuador." Living Standards Measurement Study, Working Paper No. 124, World Bank, Washington, D.C.
- Hills, J. (1998): "Does income mobility mean that we do not need to worry about poverty?", Atkinson, A., J. Hills (eds), Exclusion, employment and opportunity. Centre for the Analysis of Social Exclusion, London School of Economics, CASE paper n°4.
- Higgins, J. (1991): Cambio social y constantes humanas. La narrativa corta de Ribeyro. PUC.

- Infante, R. (1997): "Reactivación y empleo urbano, 1990-1994", E. Gonzales de Olarte (ed), Ajuste Estructural en el Perú, IEP, pp.157-188.
- Instituto Cuánto - UNICEF (1995): Retrato de la familia peruana - Niveles de Vida, 1994.
- Instituto Cuánto (1991): Ajuste y economía familiar 1985-1990.
- INEI (1998): Conociendo Lima. Guía Estadística 1998.
- INEI (1995): Compendio de Estadísticas Sociales 1995-96.
- INEI (1997): Compendio Estadístico 1996-97.
- de Janvry, A., E. Sadoulet (1996): "Growth, inequality, and poverty in Latin America : A causal analysis, 1970-1974", Universidad de Berkeley, Working Paper n°784.
- Jarvis, S., S. Jenkins (1998): "Low income dynamics in 1990s Britain", IDS Bulletin, vol 29, n°1.
- Jenkins, S. (1998): "Modelling household income dynamics". Universidad de Essex, mimeo.
- Lillard, L., R.J. Willis (1978): "Dynamic aspects of earning mobility", Econometrica, vol.46, n°5, pp.985-1012.
- Londoño, J., M. Székely (1997): "Persistent poverty and excess inequality : Latin America, 1970-1995", Inter-American Development Bank, Working Paper n°357.
- Lustig, N. (1994): "Medición de la pobreza y de la desigualdad en América Latina. El emperador no tiene ropa", El Trimestre Económico, vol LXI(1) n°241, pp.200-216.
- Maasoumi, E. (1998): "On mobility" in Ullah, A., D. Gilesn (eds.), Handbook of applied economic statistics, pp.119-175.
- McCall, J. (1971): "A markovian model of income dynamics", Journal of the American Statistical Association, vol. 66, n°335, pp.439-447.
- MacIsaac, D., H. Patrinos (1995): "Labour market discrimination against indigeneous people in Peru" Journal of Development Studies
- Maddala, G. (1983): Limited-dependent and qualitative variables in econometrics. Cambridge University Press.
- Malpica, C. (1968): Los dueños del Perú. Ediciones Sociales.
- Markandya, A. (1984): "The welfare measurement of changes in economic mobility", Economica, vol. 51, pp.457-471.
- Matos Mar, J. (1984): El desborde popular y crisis del Estado. El nuevo rostro del Perú en la década de 1980. IEP.
- Mendoza, O. (1997): "Las redes sociales y el crecimiento de las pequeñas empresas en Gamarra, 1980-1996", C. Balbi (ed), Lima. Aspiraciones, reconocimiento y ciudadanía en los noventa, Pontificia Univ. Católica del Perú, pp.29-55.
- Maurin, E., Ch. Chambaz (1996): "La persistance dans la pauvreté et son évolution. Une évolution sur données françaises", Economie et Prévision, n°122, pp.133-152.
- Medina Ayala, A. (1996), "Pobreza, Crecimiento y Desigualdad en Perú, 1991-1994", in ¿Cómo estamos ?
- Merkle, L., K. Zimmerman (1992): "The demographics of labour turnover. A comparison of ordinal probit and censored count datta models", Recherches Economiques de Louvain, 58(3-4), pp.283-306.
- Miller, P., P. Volker (1985): "On the determination of occupational attainment and mobility", Journal of Human Resources, 20:2 (spring), pp.197-213.
- Moncada G., R. Webb (1996): ¿ Cómo estamos ? Análisis de la Encuesta de Niveles de Vida, Instituto Cuánto.
- Moncada, G. (1996): "El perfil de la pobreza en el Perú :1994", in ¿Cómo estamos ?
- Moncada, G., R. Webb (éds.) (1994): ¿ Cómo estamos ? Análisis de la Encuesta de Niveles de Vida, Instituto Cuánto.

Morley, S., Sh. Robinson, R. Harris (1998), "Estimating income mobility in Colombia using maximum entropy econometrics" Ponencia presentada en el "Workshop on Social Mobility". Brookings Institution, Washington D.C. junio 1998.

Newman, K. (1993): Declining fortunes. The withering of the american dream. Basic Books.

Piketti, T. (1995): "Social mobility and redistributive politics", Quarterly Journal of Economics, CX :3 (agosto), pp.551-584.

Portocarrero, G. (1993a): Los nuevos Limeños. Tafos-Sur.

Portocarrero, G. (1993b): Racismo y mestizaje. Sur.

Ravallion, M. (1996), "Issues in measuring and modelling poverty", The Economic Journal, vol. 106, setiembre, pp.1328-1343.

Robles, M. (1998): "Pobreza e inequidad en el Perú, 1996". Borrador Final. Programa MECOVI.

Roemer, J. (1998) : Equality of opportunity. Harvard Univ. Press.

Saavedra, J. et al. (1998): "Empleo, productividad e ingresos. Perú 1990-1996". OIT, Documento de Trabajo n°67.

Saavedra, J. (1998a): "Crisis real o crisis de expectativas? El empleo en el Perú antes y después de las reformas estructurales", GRADE, mimeo.

Saavedra, J. (1998b): "What do we know about poverty and income distribution in Perú, with emphasis in its links with education and the labor market", Informe para el Banco Mundial.

Saavedra, J. (1997a): "Calificación, salarios y distribución del ingreso en un contexto de ajuste estructural : El caso del Perú urbano", en M. Cárdenas (coord), Empleo y distribución del ingreso en América Latina : ¿Hemos avanzado?. Tercer Mundo, Bogotá, pp.357-394.

Saavedra, J. (1997b): "¿Quiénes gana y quiénes pierden con una reforma estructural: cambios en la dispersión de ingresos según educación, experiencia y género en el Perú urbano", Notas para el debate n°14, GRADE.

Scott, J. (1997): Regression models for categorical and limited dependent variables. Sage publications.

Sheahan, J. (1997): "Effects of liberalization programs on poverty and inequality : Chile, Mexico and Peru", Latin American Research Review, 32:3, pp.7-37.

Shorrocks, A. (1976): "Income mobility and the Markov assumption", Economic Journal, vol. 86 pp.566-577.

Shorrocks, A. (1978a): "The measurement of mobility", Econometrica, vol. 46 pp.1013-1024.

Shorrocks, A. (1978b): "Income inequality and income mobility", Journal of Economic Theory, vol. 19 pp.376-393.

Solon, G. (1992) : "Intergenerational income mobility in the United States", American Economic Review, 82, (junio) pp.393-408.

Stevens A.H., (1995): "Climbing out of Poverty, Falling back in: Measuring the persistence of poverty over Multiple spells", NBER Working Paper n°5390.

Tanzi, V. (1998): "Fundamental determinants of inequality and the role of government". WP FMI 98/178.

Ugarteche, O. (1998): La arqueología de la modernidad. Desco.

Vella, F. (1998): "Estimating models with sample selection bias : A survey", Journal of Human Resources, Vol. XXXIII, N°1, pp.127-169.

Verdera, F. (1998): "La evolución del empleo y las remuneraciones en Lima, 1991-1998", Informe para el Consorcio de Investigación Económica.

Verdera, F. (1997): "Mercado de trabajo, reforma laboral y creación de empleo : Perú, 1990-1995", Documento de Trabajo IEP n°87.

Verdera, F. (1994): "El mercado de trabajo de Lima Metropolitana. Estructura y su evolución 1970-1990", Documento de Trabajo IEP n°59.

Villarán, F. (1998): Riqueza Popular. Pasión y gloria de la pequeña empresa. Ediciones del Congreso.

Wolfson, (1997): “Divergent inequalities. Theory and empirical results”. Statistics Canada & Canadian Institute for Advanced Studies, Research Working Paper n°66.

Woojin Lee; J. Roemer (1998): “Income distribution, redistributive politics and economic growth”, Journal of Economic Growth, Vol. 3 n°3, septembre 1998, pp.217-240.

Yamada G. (1996): Caminos Entrelazados : La realidad del empleo urbano en el Perú, CIUP, 1996

Yamada, G. (1996): “Pobreza y empleo en el Perú. Los aportes de las ENNIVs 1985-1994”, in ¿Cómo estamos ?

Yamada, G., J. Ruiz (1996): “Pobreza y reformas estructurales, Perú 1991-1994”. Documento de Trabajo. Univ. Del Pacífico.

Zimmerman, David (1992): “Regression toward mediocrity in income stature”, American Economic Review, 82, (juin), pp.409-429.

ANEXOS

1) Las escalas de equivalencia del gasto per-cápita

En el cálculo del tamaño del hogar en términos de equivalente adulto y de los gastos per cápita en equivalente adulto se utilizó la siguiente escala de equivalencias (utilizada por Glewwe)⁴³:

Los adultos valen 1

Los menores de 18 y mayores de 12 años valen 0.5

Los menores de 12 años valen 0.3

No se asumió ningún tipo de economías de escala a fin de tener en cuenta los menores costos unitarios en, por ejemplo, la preparación de comidas de la parte de hogares de talla importante relativo a hogares de poca talla.

2) Características de las muestras

La ENNIV 1990 cubrió únicamente Lima Metropolitana (1528 viviendas) de las cuales 727 habían sido entrevistadas en 1985/86. Las viviendas que fueron agregadas a la muestra de 1990 respecto a la de 85/86 (15% de la muestra de 85/86) correspondieron a las viviendas situadas en los nuevos barrios de Lima, en particular en las zonas de expansión urbana en la periferia de Lima. Estas viviendas se encuentran sobre representadas de suerte se les atribuyó una ponderación de 0.5 en lugar de 1 como fue el caso para el resto de viviendas.

En la ENNIV 1991, sobre un total de 1006 viviendas entrevistadas, 941 pertenecían a la muestra de 1985/86 a la cual se agregó 15% de viviendas provenientes de la ampliación de la muestra realizada en 1990. Finalmente se dispuso de información concerniendo sólo 849 hogares pues 13% de hogares rechazaron la encuesta, en 6% de casos los ocupantes estaban ausentes y en 1% la vivienda estaba desocupada (Cuánto, documentos metodológicos). El cuestionario de 1991 no incluyó pregunta relativa al hecho que la misma vivienda haya sido entrevistado en 1990 o en 1985/86.

En la encuesta de ENNIV 1994, contrariamente a la ENNIV 1991, si se precisó si la vivienda había sido entrevistada o no en 1991. Sobre un total de 841 hogares de Lima Metropolitana, 519 viviendas ya habían sido visitadas en 1991.

La encuesta de 1996 fue una encuesta en panel respecto a la del 1994. Los encuestadores volvieron a las mismas 595 viviendas que habían sido entrevistadas en 1994. En la ENNIV 1997 la muestra

⁴³ Recuérdese que según la escala de Oxford el primer adulto vale 1, los adultos suplementarios 0.7 y los niños valen 0.5 cada uno. Una diferencia con la escala adoptada por Glewwe atribuye un peso de 0,2 a los niños menores de 6 años.

incluyó 980 viviendas en Lima Metropolitana, de las cuales 274 fueron también entrevistados en 1994.

3) *La constitución de un panel de hogares*

Se procedió en dos etapas. En la primera etapa a partir de los diferentes elementos de identificación del hogar (segmento, vivienda y hogar) de las diferentes encuestas ENNIV, se reconstituyó un panel de viviendas. En la segunda etapa se aseguró que se trataba de las mismas familias en los mismos hogares. Para ello se utilizaron por un lado las respuestas dadas por los hogares en cuanto al hecho de haber sido o no entrevistados en la encuestas anterior y por otro lado la concordancia de una serie de variables. El tamaño de la muestra para Lima Metropolitana varió de una encuesta a la otra y ello significó la pérdida de hogares en el panel, independientemente del hecho que los hogares se hubieran mudado o desaparecido.

Tamaño de la muestra de Lima Metropolitana en las encuestas ENNIV

	1985/86	1990	1991	1994	1996	1997
Número de “hogares”	1280	1528	849	841	595	980
“Hogares” entrevistados anteriormente		727 en 85/86		519 en 1991	595 en 1994	274 en 1994
Panel n°1	382	382		382	382	
Panel n°2		421		421	421	
Panel n°3		407	407	407		

Fuente: Encuestas ENNIV

variable explicativa	label	descripción
constante		
Tamaño del hogar	nb91	número de individuos en el hogar
Número hijos	nbenf91	número hijos
Composición del hogar	compo91	número de activos/ número de inactivos
Edad del jefe de hogar	agechef age2	edad del jefe de hogar edad del jefe al cuadrado
Sexo del jefe de hogar	sexem sexef	vale 1 si el jefe es varón vale 1 si el jefe es una mujer
Nivel escolar	edu0 edu1 edu2 edu3 ecolpub	vale 1 si el jefe de hogar a un nivel escolar nulo vale 1 si el jefe de hogar a un nivel escolar primario vale 1 si el jefe de hogar a un nivel escolar secundario vale 1 si el jefe de hogar a un nivel escolar superior vale 1 si el último establecimiento escolar fue público
Actividad	ind	vale 1 si el jefe del hogar desempeña una actividad en el sector informal
Vivienda	proprio telephon sbas cocina smoy credit auto91	vale 1 si el hogar es propietario de su vivienda vale 1 si la vivienda posee un teléfono vale 1 si la vivienda se sitúa en los barrios pobres de Lima vale 1 si la vivienda dispone de una pieza separada para la cocina vale 1 si la vivienda se sitúa en los barrios no pobres de Lima vale 1 si el hogar tiene acceso al mercado de crédito vale 1 si el hogar posee un carro en 1991
Origen étnico	langue lima	vale 1 si el idioma materno es el castellano vale 1 si el jefe de hogar nació en Lima
Cambios en la composición	Compo94- compo91	Diferencia entre la composición del hogar en 1994 y la de 1991

composición del hogar	enf2	vale 1 si le hogar tiene al menos 2 niños más en 1994
	enf_1	vale 1 si le hogar tiene a un niño menos en 1994
	enf_2	vale 1 si le hogar tiene al menos dos niños menos en 1994
	acti1	vale 1 si le hogar tiene un activo en plus en 1994
	acti2	vale 1 si le hogar tiene al menos dos activos más en 1994
	acti_1	vale 1 si le hogar tiene un activo menos en 1994
	acti_2	vale 1 si le hogar tiene al menos dos activos menos en 1994
	auto94	vale 1 si le hogar posee un carro en 1994
	prop94	vale 1 si le hogar es propietario en 1994
Pobreza en 1990	pov190	vale 1 si le hogar era pobre en 1990, según línea de pobreza de 321,6 intis
	pov290	idem con una línea de pobreza de 388 nuevos soles

Líneas de pobreza. Lima Metropolitana.

	Costo mensual per cápita de la canasta básica alimentaria Sin equiv adulto 5 miembros	Costo mensual per cápita de la canasta básica alimentaria Con equiv adulto 5 miembros	Costo mensual per cápita de la canasta básica de consumo Sin equiv adulto 5 miembros	Costo mensual per cápita de la canasta básica de consumo Con equiv adulto 5 miembros	Costo anual per cápita de la canasta básica alimentaria Sin equiv adulto 5 miembros	Costo anual per cápita de la canasta básica de consumo Sin equiv adulto 5 miembros
Año	CBA	CBA	CBC	CBC	CBA	CBC
1985/86 1\$=12 intis (1 nuevo sol =1'000,000 intis nuevos soles	164.76	265.742	290.23	468.113	1976.844	3482.76
1990 (1ro junio) 1\$ = 50,000 intis (miles de intis)	926.496	1494.348	1421.006	2291.9452	55589.376	17052.072
1991 (1ra semana de octubre) 1\$= 0.86 nuevos soles	26.44	42.645	50.03	80.694	317.28	600.36
1994 (junio) 1\$= 2.20 nuevos soles (decil 4)	75.92	122.452	145.079	233.998	911.04	1740.95 (Cuánto) 1454.10 (WB)
1996 (agosto) (*) 1\$=2.465 nuevos soles) (4 decil)	91.46	147.516	187.99	303.210	1097.49	2255.89
1997 (octubre) (*) 1\$=2.66 nuevos soles) 5 decil	98.53	158.919	211.124	339.113	1182.38	2533.49 (Cuánto) 1968.34 (WB)

Familia de 5 miembros.: 2 adultos y 3 niños (de los cuales uno entre 17 y 12 años).

Escala de equivalencia :

1 adulto = 1

17 > niño >12 = 0.5

12 > niño = 0.3