



Maestría en Economía
Facultad de Ciencias Económicas
Universidad Nacional de La Plata

TESIS DE MAESTRIA

ALUMNO
Fernando Cuenin

TITULO
Perfil Socioeconómico de Regiones con Distinto Grado de Desigualdad en
la Distribucion del Ingreso: Un Estudio de los Principales Aglomerados
Urbanos de la Argentina en el Período 1992-2000

DIRECTOR
Leonardo Gasparini

FECHA DE DEFENSA
12/14/2001



Universidad Nacional de La Plata

Departamento
Economía
Facultad de Ciencias Económicas
Universidad Nacional de La Plata

Diferencias regionales en la distribución del ingreso: Argentina 1992-2000¹

Fernando Gabriel Cuenin

Documento de Trabajo Nro. 41
Julio 2002

¹ Tesis de la Maestría en Economía de la UNLP dirigida por el Dr. Leonardo Gasparini.

Diferencias regionales en la distribución del ingreso: Argentina 1992-2000¹

Fernando Gabriel Cuenin

Maestría en Economía
Universidad Nacional de La Plata

¹ Versión resumida de la tesis presentada en la Maestría en Economía de la Universidad Nacional de la Plata. Agradezco especialmente la valiosa colaboración del Dr. Leonardo Gasparini, director de dicha tesis, y los enriquecedores comentarios del Dr. Walter Sosa Escudero. Los errores y omisiones son responsabilidad del autor.

DIFERENCIAS REGIONALES EN LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO: ARGENTINA 1992-2000

INTRODUCCIÓN	3
1. MOTIVACIONES: LA DESIGUALDAD EN LOS PRINCIPALES AGLOMERADOS URBANOS EN LA ARGENTINA	5
Los datos y la elección del índice de desigualdad	5
Dispersión regional y temporal en la distribución del ingreso	6
Análisis gráfico y medidas convencionales de dispersión	6
Análisis de varianzas	7
2. CUESTIONES TEÓRICAS: LA DESIGUALDAD Y SUS POSIBLES DETERMINANTES	8
Nivel de desarrollo	8
Variables educativas	11
Variables laborales	12
Variables demográficas	14
Apertura comercial	14
Inflación	15
Gasto público	15
Inversión en capital físico	16
3. CUESTIONES METODOLÓGICAS	16
Construcción de las variables explicativas	17
Método de estimación: datos de panel y modelos de componentes de errores	17
4. ESTIMACIONES Y RESULTADOS	18
5. CONCLUSIONES Y POSIBLES EXTENSIONES	31
APÉNDICE METODOLÓGICO: CONSTRUCCIÓN DE VARIABLES EXPLICATIVAS	32
Aquellas que difieren por aglomerado y en el tiempo	32
Aquellas que sólo difieren en el tiempo	33
BIBLIOGRAFÍA	35

Introducción

En Argentina el nivel de desigualdad en la distribución del ingreso difiere en forma significativa entre los principales aglomerados urbanos. Por ejemplo, mientras que en el período 1992-2000 Río Gallegos presentó (en promedio) el nivel más bajo de desigualdad ($Gini=0,39$), en el extremo opuesto se ubicó Jujuy ($Gini=0,46$). Si bien esto ha sido ampliamente documentado, poco se ha dicho respecto a cuáles pueden ser los factores (económicos, políticos, demográficos, etc.) relacionados con tales discrepancias.²

Así, el escaso tratamiento que ha recibido este tema en nuestro país motiva y en parte justifica la presente investigación. Concretamente, se intentará identificar cuáles son y cómo se relacionan una serie de factores económicos, demográficos, educativos (entre otros), con las diferencias distributivas observadas en los principales aglomerados urbanos argentinos en el período 1992-2000. Cabe destacar que la obtención de un modelo que intente explicar la desigualdad excede el alcance de este trabajo; lo que aquí se hará es brindar evidencia (a partir de los datos y técnicas econométricas apropiadas) que permita analizar cuáles son las características (en términos de las variables mencionadas) que presentan aglomerados con distinto grado de desigualdad. ¿Por ejemplo, existe evidencia que indique que los aglomerados con menor desigualdad observan un mayor nivel de desarrollo económico? Esto supera un simple análisis de correlaciones entre variables, ya que la técnica econométrica que se utilizará, además de hacer un mejor uso de la información disponible permite testear el efecto de cada variable sobre el nivel de desigualdad, controlando por otras que resulten relevantes.

En última instancia, se pretende realizar un aporte desde la investigación académica que sirva de base para la formulación de políticas distributivas. Sin un conocimiento adecuado de los factores asociados a las disparidades observadas, no es posible diseñar adecuadamente instrumentos que tiendan a eliminar estas últimas (o al menos reducirlas), con la consecuente pérdida de bienestar que esto implica.³

A fin de cumplir con estos objetivos la presente investigación se estructura de la siguiente manera.

² Probablemente la contribución más importante para el caso argentino fue realizada por Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2000); con datos de 25 aglomerados urbanos para los años 1990, '92, '94, '96 y '98, los autores analizaron cómo ciertas variables (vgr. desarrollo, desempleo, educación, etc.) pueden asociarse con el nivel de desigualdad observado en los distintos aglomerados.

³ Varios estudios han demostrado que la desigualdad en la distribución del ingreso tiene implicancias negativas sobre la eficiencia (vgr. menores tasas de crecimiento económico) y la equidad (en particular cuando se lesionan los principios de igualdad de oportunidades y posibilidades de elección).

En la primera sección se cuantifica el nivel de desigualdad que presenta la distribución del ingreso en los aglomerados urbanos relevados por la Encuesta Permanente de Hogares, como así también su evolución en el período 1992-2000. Además, la utilización del análisis de varianza (ANOVA) permitirá determinar cuán importante es la variabilidad de los indicadores de desigualdad entre aglomerados y en el tiempo. Esto último no es trivial, ya que en gran parte justifica las técnicas econométricas que se utilizarán al momento de testear empíricamente la relación que existe entre ciertas variables y el nivel de desigualdad.

En la segunda sección se identifican (a partir de un extenso análisis bibliográfico) todas aquellas variables (económicas y sociodemográficas) que potencialmente estén relacionadas con las disparidades observadas en los niveles de desigualdad. Entre estas se destacan la tasa de desempleo y actividad, el nivel de desarrollo, la estructura educativa de la población, la composición sectorial del empleo, etc.. También se analizarán los posibles efectos de aquellas variables que, si bien no difieren entre aglomerados, sí lo hacen en el tiempo (por ejemplo, el nivel de apertura de la economía argentina, la tasa de inflación, etc.). En todos los casos se detallan los resultados más probables, como así también, la justificación de los mismos.

Posteriormente, en la tercera sección se describe cómo se construyeron cada una de las variables identificadas en la sección anterior y la técnica econométrica utilizada a fin de testear la relación existente entre estas variables y las discrepancias regionales y temporales en la distribución del ingreso.

En la cuarta sección se presentan e interpretan los resultados obtenidos a partir de un conjunto de estimaciones de un modelo de datos de panel.

Por último, se exponen las conclusiones y posibles extensiones.

1. Motivaciones: La desigualdad en los principales aglomerados urbanos en la Argentina

Algunos estudios realizados para otros países, por ejemplo Li, Squire y Zou (1998), indican que la desigualdad en la distribución del ingreso varía poco en el tiempo, pero presenta marcadas diferencias entre países (léase regiones, aglomerados, etc.). Esto sugeriría que la desigualdad estaría asociada fundamentalmente a factores que difieren sustancialmente entre países, pero que son relativamente estables en el tiempo. De ser este el caso, no tendría sentido utilizar una técnica de estimación que incorpore la dimensión temporal del problema bajo análisis (vgr. datos de panel). Sin embargo, la evidencia para Argentina indicaría que la desigualdad en la distribución del ingreso no sólo varía por aglomerados, sino también en el tiempo; más aún, en el período 1992-2000 suele evidenciar una clara tendencia positiva, aunque con distintos niveles de dispersión, dependiendo del aglomerado considerado.

Los datos y la elección del índice de desigualdad

A partir de los datos suministrados por la EPH se calcularon una serie de indicadores de desigualdad para un conjunto de aglomerados en el período 1992-2000⁴: Gini, Theil, Coeficiente de Variación y Atkinson con diferentes parámetros de aversión a la desigualdad -“e”- (e=1 y e=2). Para el cálculo de los índices se utilizó el ingreso equivalente.⁵

Uno esperaría que los resultados que se obtengan en la investigación tiendan a mantenerse independientemente del índice de desigualdad que se utilice en el análisis. Esto es factible cuando los valores que arrojan los distintos índices se encuentran altamente correlacionados y, por lo tanto, el “ordenamiento de los aglomerados” no varía significativamente con la elección del indicador; consecuentemente, no resultaría arbitraria la elección de un determinado índice de desigualdad. Como puede observarse en el cuadro n° 1, el nivel de correlación entre los indicadores es muy alto (algo menor en el caso del Atkinson con e=2).⁶

Cuadro n° 1: Matriz de correlaciones de índices de desigualdad (año 2000)

Indíces	Gini	Theil	Coef. de Variación	Atkinson1	Atkinson2
Gini	1				
Theil	0,937	1			
Coef. de Variación	0,847	0,979	1		
Atkinson1	0,990	0,956	0,881	1	
Atkinson2	0,670	0,679	0,640	0,694	1

Fuente: elaboración propia en base a EPH (INDEC).

⁴ Las estimaciones se realizaron sobre un total de 173 observaciones.

⁵ El ingreso equivalente de una persona se construye como el ingreso total de la familia a la que pertenece dicho individuo dividido por el número de adultos equivalentes en el hogar elevado a un parámetro de economías de escala (en este caso se supuso que dicho parámetro toma un valor de 0,8).

⁶ Por razones de exposición, sólo se presentan los resultados para el año 2000. No obstante, las conclusiones que aquí se derivan son extensibles al resto del período considerado.

Dado el elevado nivel de correlación que existe entre los indicadores, el ordenamiento de los aglomerados no difiere sustancialmente, como así lo indican los coeficientes de correlación de Spearman presentados en el cuadro nº2.⁷ Sólo en el caso del Coeficiente de Variación y el Atkinson2, no se rechaza la hipótesis nula (la misma sostiene que los coeficientes no están correlacionados) y, por lo tanto, los ordenamientos diferirían.

Cuadro n° 2: Matriz de coeficientes de correlación de Spearman (año 2000)

Indices	Gini	Theil	Coeficiente Variac.	Atkinson1	Atkinson2
Gini	1				
Theil	0,972	1			
Coeficiente Variac.	0,699	0,824	1		
Atkinson1	0,982	0,968	0,715	1	
Atkinson2	0,559	0,526	0,321	0,622	1

Fuente: elaboración propia en base a EPH (INDEC).

De ahora en más se utilizará el índice de Gini para caracterizar los niveles de desigualdad observados en los distintos aglomerados urbanos, durante el período 1992-2000.

Dispersión regional y temporal en la distribución del ingreso

Análisis gráfico y medidas convencionales de dispersión

Una vez calculados los niveles de desigualdad de los distintos aglomerados en el período 1992-2000⁸, la estimación del desvío estándar y la simple inspección de los datos presentados en los gráficos 1 y 2, permite afirmar que existen marcadas discrepancias distributivas entre aglomerados (desvío estándar=0,023), como así también en el tiempo (desvío estándar=0,021).

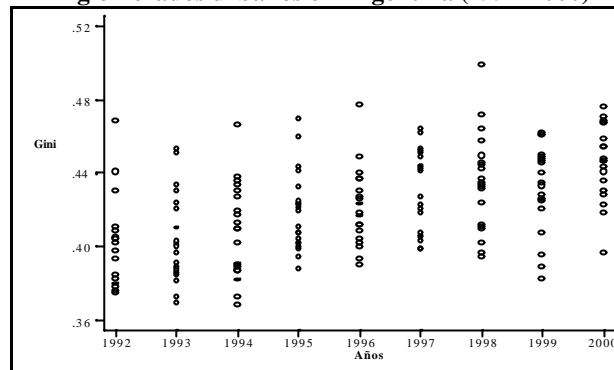
En el período bajo análisis, la ciudad de Jujuy presentó (en promedio) el mayor nivel de desigualdad en la distribución del ingreso (0,456), seguida de cerca por la localidad de Neuquén (0,452). En el extremo opuesto se ubicaron Río Gallegos (0,389), Tierra del Fuego (0,400) y Santa Rosa (0,401).⁹

⁷ Idem nota n°6.

⁸ Dichos valores se encuentran a disposición de quien los solicite.

⁹ Entre paréntesis se destaca el valor del coeficiente de Gini.

Gráfico n° 1: Dispersión regional en la distribución del ingreso. Aglomerados urbanos en Argentina (1992-2000)

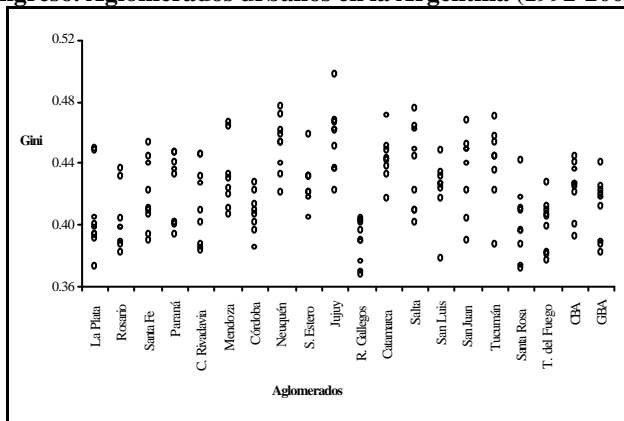


Fuente: elaboración propia en base a EPH (INDEC).

Nota: cada punto del gráfico hace referencia a un determinado aglomerado.

En tanto, a la vez que la desigualdad tendió a incrementarse en el período bajo análisis¹⁰, en algunos aglomerados evidenció mayores fluctuaciones. Mientras que en Salta y San Juan el desvío estándar del Gini fue de 0,027 y 0,026 respectivamente, en Córdoba dicho estadístico arrojó un valor de 0,013.

Gráfico n° 2: Dispersión temporal en la distribución del ingreso. Aglomerados urbanos en la Argentina (1992-2000)



Fuente: elaboración propia en base a EPH (INDEC).

Nota: cada punto del gráfico hace referencia al valor de la desigualdad del aglomerado en distintos años.

Gráfico n° 3: El crecimiento de la desigualdad en la década del '90. Aglomerados urbanos en la Argentina



Fuente: Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2001).

Nota: cada punto del gráfico hace referencia a la desigualdad promedio de los aglomerados.

Análisis de varianzas

A fin de determinar con mayor rigurosidad cuán importante es la variabilidad de la desigualdad “entre aglomerados” y “en el tiempo”, se utilizó el análisis de varianzas (ANOVA).¹¹

Los resultados expuestos en el cuadro n°3 indican que cerca del 70%¹² de la variabilidad total del Gini se encuentra explicada por el modelo; es decir, por las discrepancias que presentan

¹⁰ Para el promedio de los aglomerados considerados, el Gini del año 2000 fue un 12% superior al del año 1992.

¹¹ Este método permite establecer qué proporción de la variabilidad total que presenta la variable explicada (Gini) se debe a la variabilidad de los regresores (aglomerados y tiempo).

¹² Es la variabilidad explicada por el modelo, en relación a la total.

los niveles de desigualdad en el tiempo y, principalmente, entre aglomerados (ver tercer columna del cuadro). De acuerdo al test F, ambas fuentes de variabilidad en la desigualdad (tiempo y aglomerados) son estadísticamente significativas a un nivel menor al 1%.

Cuadro n° 3: Análisis de varianzas (ANOVA)

Fuentes de variabilidad	Variabilidad explicada	Proporción de la variabilidad total	Grados de libertad	Estadístico F	Prob. > F
<i>Modelo</i>	0,099426774	70%	27	12,05	0,0000
Aglomerados	0,057016211	40%	19	9,82	0,0000
Tiempo	0,041042249	30%	8	16,79	0,0000
<i>Residuo</i>	0,044307902	30%	145		
Total	0,143734676	100%	172		

Fuente: elaboración propia en base a EPH (INDEC).

Número de observaciones = 173

$R^2 = 0,6917$ y R^2 (ajustado) = 0,6343

En suma, los resultados obtenidos indican que las diferencias regionales y temporales en los niveles de desigualdad son importantes. Consecuentemente, al momento de testearse económicamente cuáles son los factores que se asocian a tales diferencias, deberá utilizarse una técnica que tenga en cuenta ambas dimensiones del problema.

2. Cuestiones teóricas: la desigualdad y sus posibles determinantes

Impulsados por las ideas de Kuznets, la gran mayoría de los trabajos que buscan establecer cuáles son los factores asociados a las disparidades regionales en la distribución del ingreso, consideran el nivel de desarrollo como uno de los posibles candidatos. Si bien algunos estudios han encontrado que dicha variable es relevante, sólo es capaz de explicar una parte de las diferencias observadas. Consecuentemente se suelen incorporar al análisis otras variables económicas y/o demográficas. Entre ellas se destacan las relacionadas al mercado laboral (tasa de desempleo y actividad, participación femenina en la oferta laboral, grado de sindicalización, empleo sectorial, etc.) y al desarrollo educativo (nivel de formación, heterogeneidad educacional, etc.). También se destacan otras como el tamaño de los hogares y de la población, la composición étnica, el tamaño del sector público y, aunque en menor medida, el grado de apertura, la tasa de inflación y la inversión en capital físico.

A continuación se describe, a partir de la teoría y la evidencia empírica, las posibles relaciones que existen entre las variables mencionadas y la desigualdad en la distribución del ingreso.

Nivel de desarrollo

Habitualmente quienes abordan esta problemática comienzan testeando la hipótesis de Kuznets, la cual sostiene que en las etapas iniciales del desarrollo (aproximado por el producto per cápita) se produce un deterioro en la distribución del ingreso que posteriormente se revierte con el crecimiento continuo del PIB (es decir, la relación entre la desigualdad en la distribución del ingreso y el nivel de desarrollo sigue la forma de una “U” invertida). Consecuentemente, los países (léase aglomerados) que evidencian un nivel muy bajo o muy alto de desarrollo deberían presentar una menor desigualdad en la distribución del ingreso que aquellos que se encuentran en una etapa intermedia.

La interpretación más difundida de la hipótesis de Kuznets sostiene que a medida que una sociedad se desarrolla, una pequeña proporción de los trabajadores rurales se relocaliza en el sector industrial urbano (el cual al inicio del proceso posee una escasa relevancia) experimentando un incremento en sus ingresos, dado que en este sector los salarios son mayores. En tanto son unos pocos los que se incorporan a la industria, la desigualdad de toda la economía se incrementa. No obstante, a medida que el proceso de crecimiento continúa, cada vez son más los trabajadores que ingresan al sector manufacturero (y por ende tienen un mejor salario), a la vez que se elevan las remuneraciones en el sector agrícola; entonces, la desigualdad comienza a reducirse.

Alternativamente, trabajos más recientes sostienen que detrás de la dinámica ingreso/igualdad propuesta por Kuznets, se encuentra el pasaje de una sociedad con un sistema financiero poco sofisticado a otro moderno y desarrollado (Greenwood y Jovanovic, 1990), o una en la que los trabajadores pasan de un sector que utiliza tecnologías obsoletas, a otro que posee técnicas más avanzadas (Helpman, 1997).

Todas estas interpretaciones hacen hincapié en el efecto de variables económicas. Sin embargo, autores como Simpson (1990) o Lensky (1966) sostienen que éstas no poseen efectos directos sobre la desigualdad, sino sólo a través de cambios políticos o en los niveles educativos. Es decir, por sí solo, el nivel de desarrollo no afecta el grado de desigualdad.

Siguiendo la línea argumental de Lensky, Simpson demuestra (a partir de una muestra de 62 naciones en el período 1965-1975) que la forma de “U” invertida que presenta la relación desigualdad/desarrollo se encuentra estrechamente relacionada a la evolución seguida por la distribución del poder político y los niveles de educación alcanzados por los distintos estratos una sociedad. En una comunidad primitiva en la cual predominan las actividades de subsistencia (caza, pesca, recolección, etc.) los niveles de desigualdad son muy bajos, ya que no existen marcados antagonismos políticos, educativos o culturales. En tanto, el paso a una sociedad más desarrollada

está asociado a la presencia de un grupo o elite dominante que a través de la concentración del poder político y de la capacidad de educarse, se apropia de la mayor parte de los beneficios del crecimiento (Lensky, 1966). Consecuentemente, en las fases iniciales del desarrollo la desigualdad aumenta a la vez que se expande la riqueza agregada. No obstante, llega un punto en el cual esta situación comienza a revertirse; expansiones sucesivas en el ingreso requieren que se incremente la productividad de los trabajadores (clase media), lo cual es posible en tanto mejore el nivel de educativo de dicho grupo. A medida que el acceso a la educación se generaliza la elite cede poder ante la clase media, generándose presiones redistributivas que derivan en una distribución más igualitaria.

Si bien con ciertos matices, varios trabajos han encontrado evidencia que avalaría la proposición de Kuznets. En base a una muestra de 100 países en el período 1960-1995 Barro (1999) demostró que existe una relación con forma de “U” invertida entre el coeficiente de Gini y el logaritmo del producto bruto per cápita. Por su parte, Gustafsson y Johansson (1999) hallaron evidencia en este mismo sentido a partir de considerar 16 países industrializados en el período 1966-1994. En contraposición, Simpson (1990) obtuvo resultados estadísticamente no significativos. En el caso particular de Argentina, Gasparini y otros (2000) encuentran evidencia que avala la existencia de una relación como la propuesta por Kuznets (consideran los principales aglomerados urbanos en el período 1990-1998).

A pesar de que la hipótesis de Kuznets parecería verificarse en la práctica, la experiencia reciente de algunos países industrializados indica que la desigualdad en la distribución del ingreso se ha incrementado en las tres últimas décadas. Este hecho ha sido ampliamente documentado en el caso de EE.UU., donde a partir de los '70 la desigualdad aumentó significativamente, a tal punto que Harrison y Bluestone (1988) señalaron este fenómeno como la “Reversión de la Curva de Kuznets” (“Great U-Turn”). Algo similar parece haber ocurrido en países como Canadá, Suecia, Australia y Alemania Occidental, entre otros. Según Nielsen y Alderson (1997), la mayoría de los trabajos que intentan explicar dicha reversión en EE.UU. tienden a basarse en las siguientes cuestiones: (i) creciente participación de las mujeres en el mercado laboral; (ii) pérdida de competitividad a nivel internacional (iii) caída del empleo industrial, (iv) cambio en la posición socioeconómica de los individuos de la tercera edad.

Thurow (1987) argumenta que un incremento en la participación de las mujeres en la fuerza laboral aumenta la desigualdad a través de dos vías: (1) dado que éstas a menudo se les paga menos que a los hombres y que además trabajan part-time, el incremento en el número de familias

con jefes de hogar mujeres conlleva una mayor desigualdad; (2) habitualmente se generan patrones de “matching” (las mujeres de altos ingresos se casan con hombres de similares características) que amplifican la variabilidad de los ingresos familiares.

Este último autor también sostiene que la pérdida de competitividad de la economía norteamericana se tradujo en un aumento del desempleo que deterioró la distribución del ingreso. En el mismo sentido ha operado el ensanchamiento de la brecha salarial entre trabajadores con distintos niveles de calificación que se produjo a partir del incremento de las importaciones de bienes intensivos en mano de obra poco calificada (Wood, 1994).

Por su parte, el traspaso de trabajadores del sector industrial al de servicios torna más desigual la distribución del ingreso debido a que la industria manufacturera se caracteriza por presentar una menor dispersión salarial (y un salario medio mayor) que otros sectores, en particular los servicios (Levernier y otros, 1997).

En tanto, Levy y Michel (1991) afirman que los cambios que se produjeron en los beneficios de la seguridad social y la posición relativa de los individuos de la tercera edad ampliaron la brecha de ingresos existente entre ricos y pobres.

Variables educativas

A mediados del siglo XIX, Mill sostenía que la difusión de la educación en la población permitía mejorar la distribución del ingreso. Como se vio anteriormente, este concepto también está presente en Simpson (1990) y Lensky (1996), al igual que en la mayoría de las ideas de los científicos sociales, quienes ven en la educación la posibilidad de reducir diferencias a través de la acumulación de capital humano y la generación de “habilidades” (“skill deepening”). El argumento económico estándar sostiene que el incremento en la cantidad de trabajadores calificados eleva la competencia en el mercado laboral, reduciéndose de esta manera la brecha salarial y, consecuentemente, el nivel de desigualdad.

Muchos analistas han considerado la tasa de asistencia al nivel secundario como proxy de la difusión educativa, encontrándose una fuerte relación negativa entre esta variable y la desigualdad en la distribución del ingreso (Simpson 1990, Nielsen 1994, Nielsen y Alderson 1995, entre otros).

Detrás de la idea de “difusión educativa”, también está la de “heterogeneidad educativa”. Nielsen y Alderson (1997) sostienen que la desigualdad en la distribución de ingreso debería ser superior en aquellos países (aglomerados) que presentan una mayor dispersión en los niveles educativos alcanzados por la población (controlando por el nivel de desarrollo); Jacobs (1985) obtiene un resultado similar. Además consideran que la desigualdad tiende a incrementarse cuando

las disparidades educativas están asociadas con una alta proporción de adultos con estudios superiores. Esto llevaría a pensar que aún en ausencia de heterogeneidad educacional, una sociedad en la que todos los individuos poseen educación superior tiende a ser más desigual que una en la que toda la población tiene estudios secundarios, por ejemplo. Ello implica suponer que las disparidades son mayores dentro del primer grupo¹³, hecho que habitualmente se observa en la práctica y que responde a una mayor dispersión salarial.

Variables laborales

En este caso existen habitualmente seis variables que se consideran relevantes en los estudios de los determinantes de la desigualdad en la distribución del ingreso: (i) desempleo; (ii) tasa de actividad; (iii) trabajo part-time; (iv) composición sectorial del empleo; (v) cambio en la composición sectorial del empleo y (vi) grado de sindicalización de la fuerza laboral.

Habitualmente se sostiene que la *tasa de desempleo* guarda una relación positiva con el nivel de desigualdad (Levy and Murnane, 1992; Gustafsson y Johanson, 1999; Gasparini y otros 2000). Si se considera el ingreso individual, el signo de dicha relación es obvio, ya que al aumentar el número de personas “con ingreso cero” se acentúan las disparidades existentes entre ambos extremos de la distribución. En cambio, si el análisis se basa en el ingreso equivalente los resultados ya no son tan evidentes; no obstante, suele suponerse que el desempleo afecta principalmente a los trabajadores de los deciles inferiores (poco calificados) y esto hace que además de haber una mayor cantidad de individuos sin ingresos en estos estratos, exista una presión a la baja en los salarios de los trabajadores con menor calificación, ampliándose de este modo la brecha salarial.

Según Levernier, Partridge y Rickman (1998), un incremento en la *tasa de actividad* reduce la brecha entre ricos y pobres, siempre que el mismo se encuentre explicado por una mayor participación de las mujeres de los estratos inferiores de la distribución. Lo contrario ocurre si son las mujeres de los deciles superiores las que ingresan al mercado laboral.¹⁴ Sin embargo, el razonamiento anterior podría ser válido si a la vez que se incrementa la tasa de actividad, también lo hace el empleo. Si esto no ocurre, la mayor oferta laboral de los estratos inferiores puede presionar los salarios a la baja y, consecuentemente, la desigualdad se incrementaría (Vandhout, 1997).

El *trabajo part-time* se encuentra asociado a menores salarios y muchas veces a tareas de baja calificación. Como este tipo de actividades suelen ser desarrolladas por trabajadores

¹³ Zandvakili (1990) confirma este resultado a partir de una muestra de países, utilizando el método de descomposición de índices de desigualdad.

¹⁴ Estos autores encuentran evidencia que respalda la existencia de una relación negativa entre la tasa de actividad y la desigualdad en la distribución del ingreso (consideran una muestra de 3.109 ciudades norteamericanas en el año 1990).

pertenecientes a los estratos inferiores de la distribución, un aglomerado que presente una mayor proporción de empleos part-time también debería evidenciar una mayor desigualdad.

En las últimas décadas se ha observado en gran parte del mundo una importante caída de la proporción de trabajadores ocupados en actividades industriales, fenómeno que algunos investigadores han llamado “proceso de desindustrialización” (Bluestone y Harrison, 1982; Harrison y Bluestone, 1988). Esto ha impulsado una serie de trabajos que buscan identificar cómo la *estructura sectorial del empleo* puede relacionarse con las disparidades distributivas. Gran parte de éstos encuentran que la pérdida de participación de la industria en favor de otros sectores, en particular los servicios, tiende a incrementar la desigualdad en la distribución, como consecuencia de la mayor dispersión salarial que existe en el sector terciario (Gustafsson y Johanson 1999; Levernier, Partridge y Rickman, 1998; Simpson, 1990). En contraposición, Berman, Bound y Griliches (1994) no hallan evidencia que indique que el incremento del empleo en los servicios (en detrimento del empleo industrial) pueda asociarse a una mayor desigualdad.

También el *cambio en la estructura sectorial del empleo* puede afectar la distribución del ingreso. Más allá de que pueda incrementarse la tasa de desempleo en el transcurso de un proceso de reestructuración productiva, es posible que los trabajadores (en particular los menos calificados) enfrenten una caída en sus salarios hasta tanto no adquieran habilidades acordes a la nueva tarea, incrementándose de este modo la brecha salarial y, por ende, el nivel de desigualdad. Consecuentemente, aquellos aglomerados que estén sujetos a fuertes cambios en la estructura sectorial del empleo deberían presentar una distribución del ingreso más desigual. A fin de captar este elemento, Allen y Freeman (1995) utilizan un “índice de cambio estructural”, el cual se construye como la sumatoria de las variaciones absolutas en el empleo de los distintos sectores, entre dos momentos del tiempo.

Por último, la relación existente entre el grado de *sindicalización* y la desigualdad no es obvia. Por un lado, los sindicatos incrementan las disparidades entre “insiders” y “outsiders”, pero por otro, mejoran la situación relativa de los trabajadores sindicalizados de baja calificación, reduciéndose el nivel de desigualdad. Los resultados empíricos sugerirían que este último es el efecto que prevalece (Levy y Murnane, 1992; Gustafsson y Johanson, 1999).

Variables demográficas

Varios trabajos consideran interesante analizar cómo se relacionan con la desigualdad la tasa de crecimiento poblacional (la cual está estrechamente vinculada con el tamaño y estructura etárea de la población) y el tamaño de las familias.

Tasa de crecimiento poblacional, tamaño de la población y estructura etárea

Kuznets sostenía que un incremento en la tasa de crecimiento poblacional podía aumentar la desigualdad debido que se deterioraba la posición relativa de los más pobres. Sin embargo, no explicaba el mecanismo subyacente. Williamson (1991) distinguió dos caminos mediante los cuales el crecimiento en la población puede afectar la distribución del ingreso: (i) un número mayor de jóvenes conlleva un incremento en la cantidad de gente ubicada en la parte inferior de la escala de ingreso; (ii) el aumento en la cantidad de trabajadores jóvenes puede deprimir el salario relativo de los poco calificados. A partir de un análisis de corte transversal, Ahluwalia (1976) obtiene evidencia en favor de una relación positiva entre el crecimiento de la población y el nivel de desigualdad. Una forma alternativa de testear dicha relación es a partir de considerar la proporción de menores (Simpson 1990; Gustafsson y Johanson, 1999) o el tamaño de la población, debido a que estas variables están muy correlacionadas con la tasa de crecimiento poblacional.¹⁵ Según Kuznets, la desigualdad en la distribución del ingreso tiende a ser mayor en los grandes centros urbanos (hay marcados antagonismos). Sin embargo, dado que es de esperar que el mayor tamaño esté también asociado a un mayor desarrollo, es necesario controlar por esta última variable a fin de “depurar” el efecto de la primera (Nielsen y Alderson 1997). Además hay que tener en cuenta que un aglomerado de mayor tamaño puede incrementar las oportunidades de trabajo para aquellos con menor capacitación (Garofalo y Fogarty, 1979).

Tamaño de las familias

Producto de una mayor tasa de natalidad, las familias pobres tienden a ser de mayor tamaño y a presentar una gran cantidad de menores que, por lo general, no perciben una remuneración (Ahluwalia 1976). Además, dichas familias suelen evidenciar una baja tasa de ahorro que reduce su ingreso y riqueza (Bouilier 1977, Bollen y Jackman 1985). Consecuentemente, aquellos aglomerados en los cuales el tamaño promedio de los hogares es elevado, deberían observar una mayor desigualdad.

¹⁵ Este es el camino que se sigue en la presente investigación.

Apertura comercial

El efecto de esta variable sobre la desigualdad dependerá de las características de los bienes que se empiecen a comercializar al abrirse la economía. Si el país comienza a importar bienes intensivos en mano de obra poco calificada (o bienes de capital -tecnologías- que permiten utilizar una menor cantidad de este tipo de trabajadores), entonces, la remuneración y/o el empleo de este factor productivo va a disminuir (Wood, 1994; Gustafsson y Johanson, 1999). Dado que estos trabajadores se sitúan en los estratos inferiores de la distribución, la desigualdad se incrementa.

Inflación

Si bien muchos han demostrado que el impuesto inflacionario es regresivo¹⁶, no resulta evidente que una mayor tasa de inflación esté asociada a una mayor desigualdad. Si se toma como base de análisis el ingreso nominal, el efecto regresivo que se produce a partir de la mayor tenencia de saldos reales por parte de los más pobres no puede ser captado en las medidas tradicionales de desigualdad. No obstante, podría hipotetizarse que durante los períodos de alta inflación, los trabajadores de los deciles superiores poseen una mayor capacidad de negociación que les permite cubrirse mejor (vía ajuste del salario nominal) de las pérdidas reales que les podría ocasionar el incremento sostenido y generalizado de los precios. En este caso, una mayor inflación podría estar relacionada con una distribución más desigualdad. Como se mencionó, no está claro que esto sea así. Por ejemplo, Gustafsson y Johanson (1999) encuentran que la relación entre estas variables no es estadísticamente significativa.

Gasto público

Promoción y asistencia social

El efecto que este tipo de gastos tenga sobre el nivel de desigualdad dependerá al menos de tres cuestiones: (i) tipo erogaciones; (ii) grupo objetivo; (iii) distorsiones. Si el gasto social se realiza básicamente en especies, el ingreso no se vería afectado, al menos en forma directa. Lo contrario ocurre si las transferencias son de carácter monetario (pensiones y seguros, por ejemplo). En este caso, el efecto redistributivo del gasto dependerá de cuán pro-pobre sea. Es decir, si el mismo está focalizado en los deciles inferiores de la distribución, entonces la desigualdad debería reducirse (Gustafsson y Johanson, 1999). Sin embargo, puede ocurrir que un mayor nivel gasto distorsione

¹⁶ Sosa Escudero y otros (1999) demuestran que la mayor tenencia de saldos reales (como porcentaje de su ingreso) por parte de los individuos de menores ingresos hace que sean estos grupos los más perjudicados por la inflación.

las decisiones laborales de los grupos asistidos (Vandhout, 1997)¹⁷ o se traduzca en problemas fiscales que generen inestabilidad e inflación (Tanzi, 1998)¹⁸. Consecuentemente, la distribución del ingreso tendería a deteriorarse. Por último, cabe destacar que puede existir un problema de doble causalidad; es decir, el gasto en asistencia social en un aglomerado es alto porque la desigualdad también lo es. Por lo tanto, podría pensarse erróneamente que este tipo de gastos “incrementa” la brecha existente entre ricos y pobres.

Asignaciones familiares

Dado que gran parte de estas erogaciones se encuentran asociadas al tamaño de las familias, las mismas deberían relacionarse en forma negativa con la desigualdad distributiva (como se mencionó, las familias de los deciles inferiores suelen presentar un mayor número de miembros/hijos). No obstante, el hecho que estos beneficios se otorguen a trabajadores formales puede invertir esta relación, ya que los deciles inferiores presentan mayores niveles de empleo informal. Sin embargo, Bour y Susmel (1999) brindan evidencia para el caso argentino que indicaría (sobre todo a partir de la reforma de 1996)¹⁹ que las asignaciones familiares tenderían a favorecer en mayor medida a los estratos inferiores de la distribución.

Seguro de desempleo

Si el desempleo tiende a concentrarse en los deciles inferiores de ingreso familiar equivalente, entonces, también debería hacerlo este tipo de seguros. La informalidad laboral puede revertir el argumento precedente, ya que el seguro de desempleo se otorga sólo a aquellas personas que antes de quedar desocupadas pertenecían al sector formal de la economía. A pesar de esto, Bour y Susmel (1999) demuestran que este beneficio tiende a favorecer en mayor medida a los grupos de menores ingresos.

Inversión en capital físico

La forma que adopte la inversión determinará el efecto de la misma sobre el nivel de desigualdad. Si se basa en la incorporación de tecnologías intensivas en mano de obra calificada (lo cual haría subir la remuneración de este tipo de trabajadores, que en general se sitúan en los estratos de mayores ingresos), la dispersión salarial se incrementará y con esto la desigualdad (lo contrario ocurriría si es complementaria del trabajo poco calificado) (Vandhout, 1997).

¹⁷ Por ejemplo, puede ocurrir que el individuo que recibe asistencia tenga menos incentivos a buscar un trabajo (suponiendo que se encuentra desempleado) y, por lo tanto, termine accediendo a un ingreso inferior al que obtendría si participa en el mercado laboral.

¹⁸ Como se mencionó, es posible que la inflación afecte con más fuerza a los grupos de menores ingresos.

¹⁹ En octubre de 1996 la Ley 24.714 estableció un nuevo sistema de asignaciones familiares.

3. Cuestiones metodológicas

Habiéndose identificado en la segunda sección cómo ciertas las variables pueden estar relacionadas con el nivel de desigualdad, se deben construir las mismas a partir de los datos disponibles para Argentina. Posteriormente es necesario establecer la técnica econométrica que permita estimar en qué medida y cómo, dichas variables pueden asociarse a las discrepancias (regionales y temporales) observadas en la distribución del ingreso.

Construcción de las variables explicativas²⁰

Se construyeron dos tipos de variables:

- (i) Aquellas que varían en el tiempo y por aglomerados. Las mismas se pueden clasificar en cuatro grandes grupos: nivel de desarrollo; laborales; educativas y demográficas. En este caso se utilizaron datos de la onda octubre de la EPH (INDEC), para el período 1992-2000.
- (ii) Aquellas que sólo varían en el tiempo: tasa de inflación; nivel de apertura de la economía nacional; gasto público en seguros de desempleo, asignaciones familiares y promoción y asistencia social (nacional o consolidado nación-provincias-municipios) e inversión agregada en capital físico. Se utilizaron datos elaborados por el INDEC, UADE y Dirección Nacional de Programación del Gasto Social, para el período 1992-2000.

Método de estimación: datos de panel y modelos de componentes de errores²¹

Los modelos que se basan en la utilización de datos de panel no sólo permiten disponer de una mayor cantidad de información (ya que implican una combinación de modelos de series de tiempo y corte transversal) sino, más importante aún, posibilitan hacer un mejor uso de la misma.

Los modelos de series de tiempo no pueden utilizar información respecto a ciertos factores que varían solamente por aglomerados, mientras que los de corte transversal no permiten captar información que difiera sólo en el tiempo. La disponibilidad de datos en panel hace posible considerar ambos tipos de información en forma simultánea, permitiendo estimar un modelo de componente de errores como el siguiente.

$$G_{it} = X_{it}B + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad ; \quad t = 1, \dots, T \quad ; \quad u_{it} = v_i + d_t + e_{it}$$

²⁰ Ver apéndice estadístico.

²¹ Esta sección se basa en Sosa Escudero W. (2000).

donde G es la variable explicada (en este caso el Gini), i se refiere a un determinado aglomerado, t es el tiempo, X_{it} es un vector fila con K variables explicativas (que pueden variar en el tiempo, entre aglomerados o en ambos sentidos), siendo la primera una constante igual a 1. El término de error u_{it} se compone de tres elementos: v_i y d_t captan el efecto de factores relevantes no observables por el investigador que cambian por aglomerados y en el tiempo respectivamente, y e_{it} es un shock puramente aleatorio.

La forma en que se proceda a estimar este modelo dependerá de la especificación del término de error. Si se supone que no existe heterogeneidad no observable ($v_i=0$ y $d_t=0$), entonces es válido estimar el modelo por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Ahora, si v_i , d_t o ambos son distintos de cero, se debe estimar un modelo de efectos fijos o efectos aleatorios (dependiendo del supuesto que se haga respecto a las características de v_i y d_t). En el primer caso se incorporan $N-1$ variables binarias y se aplica MCO (puede haber una importante pérdida de grados de libertad). En el segundo, se utiliza Mínimos Cuadrados Generalizados.

A priori ninguna de estas especificaciones tiene una ventaja sobre la otra (más allá de la cuestión de los grados de libertad). Habitualmente se procede a estimar el modelo bajo ambas especificaciones y se opta por el que mejor refleje las ideas que se están testeando²². Este será el camino a seguir en la presente investigación, a partir de un panel de datos desbalanceado²³.

4. Estimaciones y resultados

A fin de identificar los factores que pueden estar relacionados con la variabilidad temporal y regional en la distribución del ingreso se consideró como punto de partida un modelo de componente de errores sobre el cual se hicieron un conjunto de supuestos:

$$G_{it} = B_0 + B_1 X_{it} + B_2 Z_t + u_{it}, \quad u_{it} = v_i + d_t + e_{it} \quad (A)$$

Siendo G_{it} el valor del coeficiente de Gini para el aglomerado i en el período t , X_{it} un vector de variables explicativas que varían en el tiempo y por aglomerado, Z_t un vector de variables que sólo cambian en el tiempo, en tanto que B_0 , B_1 y B_2 son los coeficientes que se desean estimar.

En primer lugar se supuso la ausencia de heterogeneidad no observable ($v_i=d_t=0$) y se estimó el modelo (B) por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

²² Previa realización de una serie de test que indiquen si existe evidencia que avale la presencia de efectos fijos o aleatorios. Además, en este último caso deberá testarse si las variables explicativas están correlacionadas con el término aleatorio. Todas estas cuestiones se verán con mayor detalle en la siguiente sección.

²³ No se cuenta con los datos correspondientes a los aglomerados de Rosario, Mendoza y Tucumán correspondientes al año 1992, Santiago del Estero y San Juan en 1993, Córdoba en el año 1996 y San Luis en 2000.

$$G_{it} = B_0 + B_1X_{it} + B_2Z_t + e_{it} \quad (B)$$

Posteriormente, se consideró la existencia de factores no observables que sólo varían por aglomerados, estimándose el modelo (C) por efectos fijos y aleatorios, alternativamente.²⁴

$$G_{it} = B_0 + B_1X_{it} + B_2Z_t + v_i + e_{it} \quad (C)$$

El test F de efectos fijos y el de Breusch y Pagan²⁵ indican que existe evidencia en favor de la presencia de factores no observables que varían por aglomerados. Consecuentemente, al existir heterogeneidad no observable, no es correcto estimar el modelo (B) por MCO. Además, de acuerdo al test de Hausman, las variables explicativas están correlacionadas con el término aleatorio y, por ende, sólo los estimadores del modelo de efectos fijos son consistentes.²⁶

En la tabla nº 1 se presentan los resultados obtenidos a partir de estimar por efectos fijos nueve especificaciones del modelo “C” que difieren en las variables explicativas consideradas en cada una de ellas.

La presencia de autocorrelación, sumado a que en algunos casos la evidencia no es “contundente”, determina que ciertos resultados sean muy sensibles a las variables que se incorporen. Por ende, el hecho de presentar un número elevado de especificaciones permite ver que ciertos resultados se mantienen independientemente de las variables consideradas, y otros no.

En el primer modelo se incluyen todas aquellas variables que de acuerdo a la teoría y la evidencia empírica deberían presentar una estrecha relación con el grado de desigualdad. Sin embargo, sólo el nivel de desarrollo, la proporción de empleo part-time y, en menor medida la dispersión en el tamaño de las familias y el grado de apertura, parecen tener un efecto significativo en la distribución del ingreso.

En los dos modelos siguientes se incorporan sucesivamente tres variables estrictamente temporales y que no difieren por aglomerados (inversión en el segundo, y el gasto nacional en seguros de desempleo y asignaciones familiares en el tercero).

Posteriormente, ante la presunción de la existencia de una relación no lineal entre la desigualdad y la proporción de individuos que poseen estudios superiores completos, se incorpora esta última variable elevada al cuadrado.

²⁴ Además de simplificar el análisis, este supuesto ($d_i=0$) permite calcular B_2 (de lo contrario estas variables serían indistinguibles del efecto fijo o aleatorio).

²⁵ Cabe destacar que este test no tiene en cuenta la posibilidad de que en el modelo de efectos aleatorios exista correlación serial de primer orden y, por lo tanto, los resultados pueden no ser robustos. Dado que aquí se trabaja con un panel desbalanceado, no es posible utilizar el test desarrollado por Bera, Sosa Escudero y Yoon (2001) que, entre otras cosas, considera el problema mencionado previamente.

Entre los modelos cinco y ocho se procede a sacar alguna de las variables que no presentan una relación estadísticamente significativa con el nivel de desigualdad y, en ciertos casos, con el signo opuesto al esperado.

Finalmente, en el modelo nueve, la variable “ocupados” es reemplazada por las variables “desocupados” e “inactivos”. La no inclusión simultánea de las mismas se debe a la fuerte correlación que existe entre ellas. Cabe destacar que si tal sustitución se realiza a partir del modelo cuatro, los resultados no varían en forma significativa respecto a los que se presentan en la tabla.²⁷

Si bien los modelos ocho y nueve son los más interesantes, el análisis conjunto de todas las especificaciones resulta más conveniente. Esto permite ver qué resultados son robustos y cuáles son sensibles a la especificación del modelo.

²⁶ Los resultados de estos tests se encuentran disponibles para quien los solicite.

²⁷ A fin de simplificar la exposición, tales modelos no se presentan. Los mismos se encuentran disponibles para quienes los soliciten.

Tabla n° 1: Resultados de la estimación del modelo de efectos fijos

Variables explicativas²⁸	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)	Modelo (6)	Modelo (7)	Modelo (8)	Modelo (9)
Ingreso medio equivalente	,00042*** (,0001)	,0005*** (,0001)	,0006*** (,0001)	,0005*** (,0001)	,0005*** (,0001)	,0005*** (,0001)	,0005*** (,0001)	,0005*** (,0001)	,0005*** (,0001)
(Ingreso medio equivalente) ²	-2,89e-07*** (1,44e-07)	-3,77e-07*** (1,42e-07)	-4,31e07*** (1,35e-07)	-3,25e-07*** (1,43e-07)	-3,12e-07*** (1,42e-07)	-3,03e-07*** (1,41e-07)	-2,60e-07*** (1,34e-07)	-2,63e-07*** (1,34e-07)	-2,94e-07*** (1,36e-07)
Estudio secundario completo	-,064 (0,106)	-,097 (,103)	-,162** (,098)	-,195*** (,098)	-,212*** (,097)	-,201*** (,095)	-,180*** (,092)	-,171** (,091)	-,164** (,091)
Estudio superior completo	,146 (,116)	,084 (,114)	-,008 (,110)	,606** (,318)	,611** (,318)	,516** (,285)	,574*** (,266)	,561*** (,265)	,535*** (,265)
(Estudio superior completo) ²	–	–	–	-1,814*** (,0882)	-1,80*** (,883)	-1,54*** (,791)	-1,65*** (,759)	-1,29*** (,756)	-1,53*** ,757
Heterogeneidad educativa	-,016 (,075)	,006 (,072)	,015 (,069)	-,053 (,076)	-,051 (,076)	–	–	–	–
Población (lpobla)	,016 (,022)	,003 (,022)	-,018 (,021)	-,030 (,022)	-,027 (,022)	-0,29 (,021)	-,029 (,021)	-,028 (,021)	-,026 (,021)
Ocupados	,024 (,156)	,070 (,151)	-,295** (,171)	-,258* (,169)	-,321*** (,160)	-,339*** (,157)	-,329*** (,155)	-,354*** (,150)	–
Desocupados	–	–	–	–	–	–	–	–	0,313** (,191)
Inactivos	–	–	–	–	–	–	–	–	,390*** (,150)
Empleo part-time	,182*** (,080)	,148** (,077)	,141** (,073)	,133** (,073)	,135** (,073)	,134** (,072)	,143*** (,070)	,147*** (,069)	,146*** (,070)
Empleo público	,031 (,105)	,048 (,101)	,085 (,099)	,109 (,099)	,102 (,098)	,085 (,095)	–	–	–
Empleo industrial	-,050 (,012)	-,005 (,121)	,121 (,118)	,126 (,117)	,135 (,117)	,131 (,116)	–	–	–

²⁸ Ver apéndice metodológico.

Continúa...

Tabla n° 1: Resultados de la estimación del modelo de efectos fijos

Variables explicativas	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)	Modelo (6)	Modelo (7)	Modelo (8)	Modelo (9)
Empleo servicios	-,112 (,130)	-,145 (,125)	-,095 (,119)	-,027 (,122)	-,015 (,122)	-,027 (,120)	–	–	–
Cambio estructura sectorial empleo	,004 (,006)	,005 (,005)	,005 (,005)	,007* (,005)	,008* (,005)	,007* (,005)	,009** (,005)	,009** (,005)	,008** ,005
Menores 18 años	-,068 (,157)	,052 (,156)	,138 (,150)	,172 (,149)	,147 (,148)	,148 (,147)	,103 (,143)	,153 (,120)	,392*** (,146)
Tamaño familias	,035 (,028)	,017 (,027)	,012 (,026)	,012 (,026)	,013 (,026)	,014 (,026)	,016 (,025)	–	–
Dispersión tamaño familias	,144** (,086)	,111 (,084)	,045 (,171)	,031 (,169)	,012 (,168)	,004 (,167)	–	–	–
Inflación	-,0008 (,0008)	-,0005 (,0008)	-,008*** (,002)	-,008*** (,002)	-,010*** (,002)	-,010*** (,002)	-,009*** (,001)	-,009*** (,001)	-,009*** (,002)
Inversión agregada en capital físico	–	-,483*** (,150)	-,365** (,208)	-,422*** (,207)	-,309** (,180)	-,303** (,179)	-,262** (,172)	-,281** (,169)	-,270* (,169)
Apertura comercial	,148*** (,102)	,351* (,117)	,131 (,123)	,134 (,122)	–	–	–	–	–
Seguro de desempleo	–	–	-100,0*** (31,21)	-101,51*** (30,79)	-115,70*** (27,98)	-116,83*** (27,87)	-112,21*** (27,13)	-111,28*** (27,03)	-109,32*** (27,14)
Asignaciones familiares	–	–	-27,87*** (6,82)	-28,45*** (6,74)	-31,44*** (6,17)	-31,44*** (6,15)	-29,22*** (5,90)	-29,19*** (5,80)	-28,72*** (5,56)
Intercepto	-,105 (,292)	,75 (,286)	,913*** (,340)	1,15*** (,354)	1,21*** (,350)	1,16*** (,343)	1,18*** (0,33)	1,20*** (0,327)	,869*** (,304)
Número de observaciones	156	156	156	156	156	156	156	156	156
R ²	0,47	0,51	0,57	0,58	0,58	0,58	0,57	0,57	0,58
F (significatividad conjunta)	6,32	7	7,8	7,87	8,9	7,8	7,8	7,8	7,8
F (efectos fijos)	4,41	5,1	5,9	6,25	6,22	6,3	7,2	7,74	7,77

***p<0.05

**0.05<p<0.1

*0.1<p<0.15

Cualquiera sea el modelo considerado, la evidencia parece avalar el cumplimiento de la *hipótesis de Kuznets*. Consecuentemente se esperaría que, *ceteris paribus*, aquellos aglomerados que presentan un nivel alto o bajo de desarrollo evidencien una menor desigualdad que los de desarrollo intermedio. Sin embargo, cabe destacar que si se tiene en cuenta que el punto de reversión²⁹ de la curva de Kuznets se produce para un nivel de ingreso de \$769³⁰, sólo para la Ciudad Autónoma de Buenos Aires un mayor desarrollo se traduciría en una caída de la desigualdad.

En el cuadro n°4 se realiza un ejercicio teórico a partir del cual es posible determinar cuán lejos del punto de reversión se encuentran los distintos aglomerados.

Cuadro n° 4: Distancia al punto de reversión de la Curva de Kuznets, en términos de crecimiento en el ingreso y número de años que este último demandaría.

Aglomerados	Ingreso equivalente medio (año 2000) – en \$ -	Incremento requerido en el ingreso para alcanzar el “punto de reversión”	Cantidad de años requeridos para alcanzar el “punto de reversión” *
Jujuy	253	204%	23
Salta	274	180%	21
Santiago del Estero	285	170%	20
San Juan	296	159%	20
Tucumán	298	158%	19
Catamarca	322	139%	18
Paraná	324	137%	18
Rosario	344	123%	16
Mendoza	347	122%	16
Santa Fe	347	122%	16
Santa Rosa	350	120%	16
Córdoba	369	108%	15
GBA	377	104%	15
Neuquén	427	80%	12
Comodoro Rivadavia	461	67%	11
La Plata	471	63%	10
Río Gallegos	574	34%	6
Tierra del Fuego	620	24%	4
Punto de reversión	769	0%	0
CBA	857	0%	0

Fuente: elaboración propia en base a EPH (INDEC).

* Para estimar la cantidad de años que demandaría alcanzar el punto de reversión se supuso una tasa de crecimiento del ingreso del 5% anual.

En gran parte de las ciudades analizadas se requeriría un fuerte crecimiento en el ingreso a fin de alcanzar el tramo decreciente de la curva de Kuznets, lo que a su vez demandaría una gran cantidad de años. Suponiendo una tasa de crecimiento del ingreso del 5% anual, en el caso Jujuy se necesitarían 23 años para que su ingreso se triplique y, en consecuencia, incrementos subsiguientes en esta última variable impulsen una reducción de la brecha existente entre ricos y pobres. En el

²⁹ Es decir, el punto a partir del cual la desigualdad se reduce con el crecimiento del ingreso.

³⁰ Este valor se estimó en base a los coeficientes del modelo (4), debido a que esta especificación es la que incluye una mayor cantidad de variables explicativas y, por ende, se reduce la posibilidad de que los coeficientes se encuentren sesgados como consecuencia de la omisión de variables relevantes. Si se tienen en cuenta todos los modelos, en promedio, el punto de reversión se produciría para un nivel de ingreso cercano a los \$800 (con valores extremos de \$663 y \$950).

extremo opuesto se encuentran Tierra del Fuego y Río Gallegos, donde el ingreso debería incrementarse un 24% y 34% respectivamente.

Las *variables educativas* también parecen ser relevantes. De acuerdo a los resultados obtenidos, aquellos aglomerados que presentan una mayor proporción de individuos con estudios secundarios deberían evidenciar niveles de desigualdad menores.³¹ Es muy probable que la baja dispersión salarial que existe entre los trabajadores con este tipo de formación explique el efecto igualador de esta variable. Durante el período 1992-2000, en los tres aglomerados que presentaron menores niveles de desigualdad (en promedio), la proporción de personas con estudio secundario era un 18% superior que la de los tres con mayor desigualdad (dichos valores ascendían a 20,6% y 17,5%, respectivamente).

En los tres primeros modelos, la proporción de individuos con estudios superiores completos no parece tener un efecto definido (los coeficientes cambian de signo) ni significativo. No obstante, cuando en el modelo (4) se incorpora el cuadrado de esta variable, existe evidencia fuerte que respaldaría la existencia de una relación cóncava entre el Gini y la proporción de individuos que completaron dicho nivel educativo (Lensky 1996 y Simpson 1990, obtienen resultados similares). Es decir, los aglomerados que presentan un nivel muy bajo o muy alto de personas con este tipo de formación, deberían observar índices de desigualdad inferiores a los de aquellos que observan valores intermedios. Esto estaría indicando que sólo cuando este nivel educativo se encuentra muy difundido la desigualdad comienza a reducirse, ya sea porque cae la brecha salarial existente entre los trabajadores con este grado de formación o, como afirma Lensky (1996), porque la difusión de la educación induce una distribución más ecuánime del poder político, lo cual genera presiones redistributivas.

Cabe destacar que recién a partir de una proporción de personas con estudios superiores mayor al 16,7%³², incrementos sucesivos en esta variable reducen las disparidades distributivas. En la actualidad, esto último sólo se estaría observando para los aglomerados de Santa Fe, Córdoba, La Plata y la Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

Cuadro n° 5: Proporción de individuos mayores de 24 años con estudios superiores completos (año 2000)

Aglomerados	Superior completo	Aglomerados	Superior completo
Comodoro Rivadavia	8,9%	Neuquén	13,8%
GBA	8,9%	Tierra del Fuego	13,9%
Santiago del Estero	9,5%	Rosario	14,2%
Salta	9,9%	Mendoza	14,6%
San Juan	9,9%	Catamarca	14,9%

³¹ Sólo en dos de los nueve modelos considerados esta variable no es significativa, mientras que en el resto lo es al 5% o 10%.

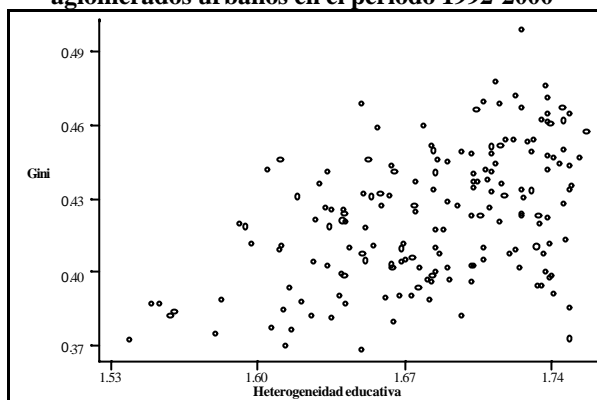
³² Este valor se estimó a partir de los coeficientes del modelo (4).

Jujuy	13,0%	Punto de reversión	16,7%
Paraná	13,4%	Santa Fe	16,8%
Santa Rosa	13,5%	Córdoba	17,5%
Tucumán	13,7%	La Plata	20,5%
Río Gallegos	13,7%	CBA	31,4%

Fuente: elaboración propia en base a EPH (INDEC).

El grado de heterogeneidad educativa parece no tener un efecto significativo sobre el nivel de desigualdad, aún cuando la teoría y la evidencia (ver gráfico nº4) harían esperar una relación positiva entre estas variables.

Gráfico n° 4: Heterogeneidad educativa; principales aglomerados urbanos en el período 1992-2000



Fuente: elaboración propia en base a EPH (INDEC).

Nota: cada punto del gráfico se refiere a un aglomerado en un determinado año.

En general, las *variables laborales* están relacionadas con los niveles de desigualdad que presentan los distintos aglomerados (los signos se mantienen y son estadísticamente significativos). Los coeficientes estimados estarían indicando que cuanto mayor es la proporción de personas que se encuentran desocupadas, realizan tareas part-time o están inactivas, mayor debería ser el nivel de desigualdad del aglomerado. En el cuadro siguiente se presentan los valores promedios de estas variables en el período 1992-2000.

Cuadro n° 6: Variables laborales y desigualdad en el período 1992-2000

Aglomerados	Gini	Desocupados (en % de la población)	Inactivos (en % de la población)	Trabajo part-time (en % de los ocupados)
Los más desiguales				
Jujuy	0,457	4%	21%	20%
Neuquén	0,452	5%	16%	20%
Tucumán	0,449	6%	21%	24%
Catamarca	0,443	4%	20%	19%
Salta	0,438	5%	18%	21%
Promedio	0,448	5%	19%	21%
Los más igualitarios				
La Plata	0,406	5%	20%	20%
Rosario	0,403	5%	20%	21%
Santa Rosa	0,401	3%	17%	16%
Tierra del Fuego	0,400	3%	15%	14%
Río Gallegos	0,389	2%	19%	12%
Promedio	0,400	4%	18%	17%

Fuente: elaboración propia en base a EPH (INDEC).

Por lo dicho en la segunda sección, estos resultados estarían indicando que las personas con estas características se ubican preponderantemente en los deciles inferiores de ingreso equivalente. De acuerdo a los datos presentados en el cuadro n°8, esto se verifica en el caso de los desocupados e inactivos y no así para aquellas personas que realizan tareas part-time, las cuales tienden a concentrarse en los dos extremos de la distribución, principalmente en la parte superior de la misma. No obstante, cabe destacar que en los deciles inferiores son los jefes de hogar (principal perceptor de ingresos) los que realizan este tipo de tareas, en cambio, en los estratos superiores son otros miembros del hogar que buscan complementar el ingreso familiar (ver última columna del cuadro n°7). En definitiva, el empleo part-time no sólo estaría asociado a una mayor desigualdad porque afecta principalmente a los jefes de los hogares de menores recursos, sino porque además, permite a las familias de los estratos superiores complementar los ingresos de su principal perceptor con el de los otros miembros.

Cuadro n°7: Desocupados, inactivos y empleo part-time por decil de ingreso equivalente (promedio período 1992-2000)

Decil de ingreso equivalente	Desocupados	Inactivos	Part-time (1)	Part-time (2)
1	18,3%	9,9%	10,3%	16,5
2	13,9%	10,6%	9,2%	11,5
3	12,0%	10,6%	9,1%	10,0
4	10,5%	10,6%	8,9%	9,1
5	10,6%	10,5%	9,3%	8,7
6	10,2%	10,6%	10,3%	9,4
7	8,5%	10,4%	10,6%	9,0
8	7,1%	9,9%	10,4%	9,0
9	5,1%	9,0%	10,9%	8,8
10	3,9%	7,8%	11,0%	8,0

Fuente: elaboración propia en base a EPH (INDEC).

(1) Ocupados que realizan tareas part-time. (2) Jefes de hogar ocupados en tareas part-time.

Contrariamente, un incremento en el nivel de ocupación reduciría la desigualdad, ya que estaría beneficiando principalmente a los estratos de menores ingresos. En promedio, los cinco aglomerados que presentaron un mayor grado de desigualdad durante el período 1992-2000, evidenciaron un nivel de empleo un 14% inferior al de los aglomerados más igualitarios (ver cuadro siguiente).

Cuadro n°8: Ocupación y desigualdad (promedio período 1992-2000)

Aglomerados con mayor desigualdad	Gini	Ocupados (en % de la población)	Aglomerados con menor desigualdad	Gini	Ocupados (en % de la población)
Jujuy	0,457	28,0%	La Plata	0,406	35,0%
Neuquén	0,452	34,8%	Rosario	0,403	31,8%
Tucumán	0,449	29,8%	Santa Rosa	0,401	36,6%
Catamarca	0,443	30,5%	Tierra del Fuego	0,400	36,7%
Salta	0,438	31,4%	Río Gallegos	0,389	35,9%
Promedio	0,448	30,9%	Promedio	0,400	35,2%

Fuente: elaboración propia en base a EPH (INDEC).

También existe evidencia que indicaría que cuando mayor es el cambio en la estructura sectorial del empleo, mayor debería ser el nivel de desigualdad. En el período 1992-2000, los aglomerados con una distribución del ingreso más desigual presentaron (en promedio) un índice de cambio estructural un 36% superior al de aquellos que reflejaron menores disparidades (ver cuadro n°9). Dado que en este caso se incorpora el desempleo como variable de control, el resultado obtenido estaría indicando que durante este tipo de procesos la brecha salarial se incrementa hasta tanto los trabajadores adquieren habilidades más acorde a su nueva labor.

Cuadro n°9: Cambio en la estructura sectorial del empleo y desigualdad (promedio período 1992-2000)

Aglomerados con mayor desigualdad	Gini	Índice de cambio estructura sectorial del empleo	Aglomerados con menor desigualdad	Gini	Índice de cambio estructura sectorial del empleo
Jujuy	0,457	0,09	La Plata	0,406	0,07
Neuquén	0,452	0,10	Rosario	0,403	0,27
Tucumán	0,449	0,30	Santa Rosa	0,401	0,08
Catamarca	0,443	0,20	Tierra del Fuego	0,400	0,08
Salta	0,438	0,08	Río Gallegos	0,389	0,07
Promedio	0,448	0,15	Promedio	0,400	0,11

Fuente: elaboración propia en base a EPH (INDEC).

No obstante, la estructura sectorial del empleo (proporción de trabajadores ocupados en un determinado sector) en un momento dado no parece tener un efecto claro sobre el nivel de desigualdad. Los signos de los coeficientes de estas variables (aunque ninguno estadísticamente significativo) estarían indicando que mientras que una mayor proporción de trabajadores ubicados en la industria o en la administración pública incrementaría la brecha entre ricos y pobres, lo contrario ocurriría cuando se eleva el empleo en las actividades de servicios. Esto no sería consistente con el hecho de que, a priori, este último sector presenta una mayor dispersión salarial. Sin embargo, cabe recordar que algunos investigadores como Berman, Bound y Griliches (1994) no encuentran evidencia robusta que indique que la terciarización de la economía esté asociada a una mayor desigualdad en la distribución del ingreso.

Las *variables demográficas* consideradas parecen no tener un efecto significativo sobre el nivel de desigualdad. No obstante, existe evidencia (muy débil) que estaría indicando que cuanto mayor es el tamaño promedio de las familias (lo cual se encuentra estrechamente relacionado al número de menores que hay en los hogares), como así también la dispersión de esta variable, mayor es la desigualdad que se observa en el aglomerado.³³ Esto se debería a que los hogares de menores recursos presentan un mayor tamaño, como consecuencia de la fuerte presencia de niños (los cuales en general no perciben ingresos). Por ejemplo, para el promedio de los aglomerados

³³ Si bien en casi todos los casos los coeficientes son no significativos, los signos son los esperados.

analizados (año 2000), los tres deciles inferiores de la distribución concentraban más del 43% de la población menor de 18 años.³⁴

El tamaño de la población no tiene un efecto significativo sobre el nivel de desigualdad. Es más, mientras que en los dos primeros modelos los coeficientes presentan signos positivos, en los restantes casos dicha relación se invierte. Como se vio en la segunda sección, no está claro el sentido en que esta variable debería relacionarse con la distribución del ingreso; mientras que algunos sostienen que un mayor tamaño conlleva mayores antagonismos entre ricos y pobres, otros indican que incrementa las oportunidades de aquellos que se sitúan en los estratos inferiores.

Finalmente, la mayoría de las *variables temporales* seleccionadas han tenido un efecto significativo en la evolución de la desigualdad durante el período 1992-2000.

Si bien el *nivel de apertura* de la economía resulta significativo en dos modelos (en el resto sólo se mantienen los signos), es muy probable que el incremento del comercio evidenciado en la década del '90 se haya traducido en un aumento de la desigualdad.

Dado que son las familias de menores recursos las más afectadas por el flagelo del desempleo, como así también las que presentan una mayor cantidad de niños, el gasto en *seguros de desempleo y asignaciones familiares* habría contribuido a reducir la brecha de ingresos (a pesar de la mayor informalidad que observan los estratos inferiores de la distribución). Si bien no se exponen los resultados, la evidencia indica que no existe una relación estadísticamente significativa entre el nivel de desigualdad y las erogaciones en promoción y asistencia social. Es muy probable que esto se deba a que casi la totalidad de este tipo de gastos es en especies y servicios; por ende, no se reflejaría en el ingreso de los individuos.

Si bien muy robustos, resultan llamativos los resultados obtenidos para la *tasa de inflación* y la *inversión en capital físico* (ambas variables presentan una relación negativa con el nivel de desigualdad).

Como se mencionó en la segunda sección, aunque el impuesto inflacionario es regresivo, no está clara la vía a través de la cual la inflación afecta la distribución del ingreso; no obstante, no abundan los argumentos que justifiquen una relación negativa entre estas variables. Sin embargo, cabe destacar que la mayoría de los trabajos que encuentran una relación positiva se basan en períodos de alta inflación o hiperinflacionarios, mientras que en el período considerado en la presente investigación los precios presentaron variaciones muy pequeñas y, en algunos años, las mismas fueron negativas. Sin duda esta cuestión merece un mayor análisis, lo cual excede los objetivos de este trabajo.

³⁴ Estas características se mantienen para el resto de los años considerados.

Por otra parte, resulta difícil explicar los resultados asociados a la inversión, si es que se acepta que durante la década de los '90 la misma ha sido fuertemente complementaria del trabajo calificado, el cual tendió a concentrarse en los estratos superiores de la distribución del ingreso.

En resumen, existe evidencia relativamente robusta que indicaría que aquellos aglomerados que presentan menores discrepancias distributivas tienden a observar una amplia difusión de la educación, una relativa estabilidad en su estructura productiva, un mayor nivel de empleo y un grado de desarrollo muy alto o muy bajo. En tanto que la evolución que ha seguido la desigualdad durante los '90 ha estado en gran parte asociada al comportamiento de los precios, la inversión, a ciertos componentes del gasto público y en menor medida, al nivel de apertura de la economía.

5. Conclusiones y posibles extensiones

A la vez que la desigualdad tendió a incrementarse en la década del '90, presentó marcadas fluctuaciones entre aglomerados, y en menor medida en el tiempo. En este contexto, la utilización de datos de panel permite tener en cuenta ambas dimensiones del problema.

La presencia de factores no observables, hace que sea necesario estimar un modelo de componente de errores a fin de identificar cuáles son y cómo se relacionan ciertas variables socioeconómicas con la distribución del ingreso. La existencia de correlación entre los regresores y el término de error, justifica la utilización de un modelo de efectos fijos.

Quizás como consecuencia de cierta correlación entre las variables explicativas, las relaciones encontradas son sensibles a la especificación del modelo. No obstante, algunos de los resultados encontrados son muy robustos y con los signos esperados.

En particular, se encuentra evidencia que indicaría que aquellos aglomerados que presentan un menor nivel de desigualdad tienden a observar una amplia difusión de la educación (secundaria y superior), una relativa estabilidad en la estructura sectorial del empleo, bajos niveles de desocupación e inactividad y un nivel de desarrollo alto (o alternativamente muy bajo).

Finalmente, cabe destacar que estos resultados no variarían significativamente si se utiliza otro indicador de desigualdad que no sea el coeficiente de Gini (ya que los valores de los distintos índices de desigualdad se encuentran muy correlacionados).

En una futura línea de investigación debería intentarse testear la incidencia de otras variables muy utilizadas en la literatura, tales como el nivel de sindicalización, la inmigración o la existencia de patrones de matching (en el primer caso, la mayor dificultad radica en la disponibilidad de datos). También, dado que es probable que el nivel de desigualdad presente cierta persistencia temporal (es decir, que la desigualdad en un momento dado dependa de su pasado), se podría testear el efecto de las variables consideradas en la presente investigación a través de la utilización del Método de Momentos Generalizados (GMM) desarrollado por Arellano y Bond (1991).³⁵

³⁵ Básicamente proponen el uso entre los regresores de variables (explicativas y explicada) rezagadas en niveles.

Apéndice metodológico: construcción de variables explicativas

*Aquellas que difieren por aglomerado y en el tiempo*³⁶

Nivel de desarrollo:

- Ingreso medio equivalente familiar del aglomerado (y el logaritmo de esta variable).
- Ingreso medio equivalente familiar del aglomerado al cuadrado (y el logaritmo de esta variable).

Educación:

Niveles educativos

- Estudio superior completo: porcentaje de la población mayor de 24 años con estudios superiores completos.
- Estudio superior incompleto: porcentaje de la población mayor de 24 años con estudios superiores incompletos.
- Estudio secundario completo: porcentaje de la población mayor de 24 años con estudios secundarios completos.
- Estudio secundario incompleto: porcentaje de la población mayor de 24 años con estudios secundarios incompletos.
- Estudio primario completo: porcentaje de la población mayor de 24 años con estudios primarios completos.
- Estudio primario incompleto: porcentaje de la población mayor de 24 años con estudios primarios incompletos.

Heterogeneidad educacional

$$\text{Heterogeneidad educativa} = \text{Sumatoria } [p_i * \ln(1/p_i)]^{37},$$

donde p_i es la proporción de la población que alcanzó el nivel educativo i (primaria incompleta, primaria completa. ..., etc.) y \ln el logaritmo natural. Cuanto mayor es el valor del índice, mayor la heterogeneidad educacional. Esta última asume su máximo valor cuando la población adulta de un aglomerado se distribuye uniformemente entre las distintas categorías educacionales y un valor mínimo cuando el total de la población se concentra en una sola categoría.

Laborales:

Estado

- **Desocupados:** individuos entre 18 y 65 años desocupados en relación a la población total.

³⁶ Fuente: EPH (INDEC), onda octubre, período 1992-2000.

³⁷ La construcción de esta variable se basó en Nielsen y Alderson (1997).

- **Ocupados:** individuos entre 18 y 65 años ocupados en relación a la población total.
- **Inactivos:** individuos entre 18 y 65 años inactivos en relación a la población total.
- **Empleo part-time:** individuos entre 18 y 65 años que trabajan part-time en relación al total de ocupados.
- **Tasa de actividad:**
$$\frac{\text{ocupados} + \text{desocupados}}{\text{ocupados} + \text{desocupados} + \text{inactivos} + \text{desconocidos}}$$

Estructura sectorial del empleo

- **Empleo industrial, servicios y sector público:** proporción de trabajadores ocupados en cada una de estas actividades en relación al total. También se consideró la proporción de individuos ocupados en actividades de construcción, comercio y subgrupos dentro de cada categoría.
- **Cambios en la estructura sectorial del empleo** = sumatoria $(|x_{it} - x_{it-1}|)$; donde x_{it} se refiere a la proporción del empleo en la actividad i en el período t .

Demográficas:

- Proporción de individuos menores de 18 años, entre 18 y 24 años, 25 y 59, 60-64 y mayores de 64 años.
- **Tamaño promedio de las familias:** número de adultos equivalentes por hogar, promedio del aglomerado.
- **Dispersión del tamaño de las familias:** a partir de considerar el número de adultos equivalentes en las distintas familias de cada aglomerado se estimaron dos medidas de dispersión: el coeficiente de Gini y el coeficiente de variación.
- **Población (tamaño de la localidad):** cantidad de personas (**pobla**) y el logaritmo natural de la cantidad de personas (**lpobla**).

Aquellas que sólo difieren en el tiempo

- **Inflación:** tasa de variación anual del Índice de Precios al Consumidor (1988=100). UADE/INDEC.
- **Apertura comercial:** cociente entre la suma de las exportaciones e importaciones y el PIB. UADE/INDEC.
- **Inversión agregada en capital físico** en relación al PIB. UADE/INDEC
- **Promoción y asistencia social**³⁸: proporción del **gasto en asistencia social** en el PIB. Dirección Nacional de Programación del Gasto Social.

³⁸ Se consideraron varias definiciones: total nación; provincias; municipios y consolidado.

- **Seguro de desempleo:** proporción del gasto nacional en seguro de desempleo en el PIB.
Dirección Nacional de Programación del Gasto Social.
- **Asignaciones familiares:** proporción del gasto nacional en asignaciones familiares en el PIB.
Dirección Nacional de Programación del Gasto Social.

Bibliografía

- Ahluwalia M. (1976). "Income distribution and development: some stylized facts". *American Economic Review*, vol. 66, pp. 125-135.
- Barro J. (1999). "Inequality, growth and investment". Harvard University, January.
- Benabou R. (1996). "Inequality and growth". NBER, *Macroeconomics Annual*.
- Berman E., Bound J. y Griliches Z. (1994). "Changes in the demand for skilled labor within U.S. manufacturing: evidence from the Annual Survey of Manufacturers". En Chevan y Stockes (2000), op. cit..
- Bera A., Sosa Escudero W. y Yoon M. (2001). "Test for the error component model in the presence of local misspecification". *Journal of Econometrics*.
- Bera A. y Sosa Escudero W.. "Specification test for linear panel data models". *Stata Technical Bulletin* 61.
- Blinder y Esaki (1978). "Macroeconomic activity and income distribution in the postwar United States". *Review of Economics and Statistics*, vol. 60, pp. 604-609.
- Bollen K. y Jackman R. (1985). "Political democracy and the size distribution of income". *American Sociological Review*, vol. 50, pp. 438-457.
- Bour J. y Susmel N. (1999). "Otros programas y políticas sociales". En "La distribución del ingreso en la Argentina". FIEL.
- Boyd R. (1988). "Government involvement in the economy and the distribution of income: a cross-national study". *Population Research and Policy Review*, vol. 7, pp. 223-238.
- Canavese A. y González Alvarado F., Sosa Escudero W. (1999). "El impacto de la inflación en la distribución del ingreso: el impuesto inflacionario en la Argentina en la década del ochenta". En "La distribución del ingreso en la Argentina". FIEL.
- Chevan A. y Stockes R. (2000). "Growth in family income inequality, 1970-1990: industrial restructuring and demographic change". *Demography*, vol. 37, n° 3, August.
- Firebaugh G. (1980). "The case of missing-values card, and other mysteries : another look at the effect of government spending on income inequality". *American Sociological Review*, vol. 45, pp. 137-146.
- Garofalo G. y Fogarty M. (1979). "Urban inequality and city size: an examination of alternative hypotheses for large and small cities". En Levernier y otros (1998), op. cit..

- Gasparini L., Marchionni M. y Sosa Escudero W. (2000). “La distribución del ingreso en la Argentina”. Cuadernos de Economía n° 49, Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires, marzo.
- Gasparini L., Marchionni M. y Sosa Escudero W. (2001). “La distribución del ingreso en la Argentina”. Premio Arcor.
- Greenwood J. y Jovanovic B. (1990). “Financial development, growth and distribution of income”. *Journal of Political Economy*, n° 98.
- Gustafsson B. y E. Palmer (1997). “Changes in Swedish inequality: a study of equivalent income 1975-91”. Pp. 293-325, en “The changing distribution of economic well being-International Perspectives”. Editado por Gottschalck, Gustafsson y Palmer. England, Cambridge University Press.
- Gustafsson B. y Johanson M. (1999). “In search of smoking guns: what makes income inequality vary over time in different countries?”. *American Sociological Review*, vol. 64, pp. 585-605, august.
- Harrison B. y Bluestone B. (1988). “The Great U-Turn: Corporate restructuring and the polarizing of America”. En Nielsen and Alderson (1995) (1997), op. cit..
- Helpman E. (1997). “General purpose technologies and economic growth”. Cambridge, MIT Press.
- Jackman R. (1980). “Keynesian government intervention and income inequality”. *American Sociological Review*, vol. 45, pp. 131-137.
- Jacobs D. (1985). “Unequal organizations or unequal attainment? An empirical comparison of sectoral and individualistic explanations for aggregate inequality”. *American Sociological Review*, en Chevan y Stockes (2000), op. cit..
- Jenkins S. (1995). “Accounting for inequality trends: decompositions analyses for the U.K., 1971-86”. *Economica*, vol. 62, pp. 229-63.
- Lenski G. (1966). “Power and privilege: a theory of social stratification”. New York. McGraw-Hill, en Simpson M. (1990), op. cit..
- Levy F. y Murnane R. (1992). “U.S. earnings levels and earnings inequality: a review of recent trends and proposed explanations”. *Journal of Economic Literature*, vol. 30, pp. 1333-1881.
- Li H., Squire L. y Zou H. (1998). “Explaining international and intertemporal variations in income inequality”. *The Economic Journal*, vol. 108, pp. 25-43, january.

- Milanovic B. (1994). “Determinants of cross country income inequality: an augmented Kuznets Hypotesis”. Policy Research Working Paper, n° 1.246, World Bank, Wasington D.C..
- Neal D. y Rosen S. (1998). “Theories of the distribution of labor earnings”. NBER Working Paper, n° 6.378, january.
- Nielsen F. y Alderson A. (1995). “Income inequality, development and dualism: results from an umbalanced cross natioanl panel”. American Sociolaogical Review vol. 60, pp. 674-701, october.
- Nielsen F. y Alderson A. (1997). “The Kuznets curve and the greal U-turn : income inequality in U.S. counties, 1970 to 1990”. American Sociolaogical Review, vol. 62, pp. 12-33, february.
- Paukert F. (1973). “Income distribution at different level of development: a survey of evidence”. International Labour Review, vol. 108, pp. 97-125.
- Simpson M. (1990). “Political rights and income inequality: a cross-national test”. American Sociological Review, vol. 55, pp. 682-693, october.
- Sosa Escudero W. (2000). “Modelos para datos en paneles”. Notas de clase, cap. n°4, Maestría en Economía, Facultad de Ciencias Económicas (UNLP).
- Stack, S. (1978). “The effect of direct government involvement in the economy on the degree of inequality: a cross-national study”. American Sociological Review, vol. 43, pp. 880-888.
- Tanzi V. (1998). “Fundamental determinants of inequality and the role of government”. IMF Working Paper, n° 178, december.
- Tsakloglou P. (1997). “Changes in inequality in Greece in the 1970s and the 1980s”. Pp. 154-183, en “The changing distribution of economic well being-International Perspectives”. Editado por Gottschalck, Gustafsson and Palmer. England, Cambridge University Press.
- Vanhoudt P. (1997). “Do labor market policies and growth fundamentals matter for income inequality in OECD countries? Some empirical evidence.” IMF Working Paper, n° 3, january.
- Williamson J. (1991). “Inequality, poverty and history ”. En Nielsen y Alderson (1995), op. cit..
- Wood A. (1994). “North-suth trade, employment and inequality: changing fortunes in a skill-driven world”. Oxford, England: Clarendon.