

CONVERGENCIA EN DESIGUALDAD

Aplicación para Argentina durante los '90

M. Cecilia Calderón* M. Marcela Massini**

Junio de 2003

Resumen

El presente trabajo constituye un análisis de la desigualdad para Argentina durante el período 1991 - 2001. El indicador utilizado para este objetivo es el índice de Theil. En una primera etapa basamos nuestro estudio en una descomposición por aglomerados. Encontramos que la participación de desigualdad entre estos grupos (*between inequality*) es reducida en comparación con la desigualdad dentro de cada aglomerado (*within inequality*). Si bien esto resulta cierto, podemos inferir que dicha participación, aunque pequeña, se incrementa lentamente en el tiempo. Estos resultados nos llevan a suponer cierto tipo de *convergencia en desigualdad* entre los aglomerados de Argentina. Luego, esta resulta nuestra hipótesis a verificar. Para tal fin se dispuso de observaciones del índice de Theil para cada año entre 1991 y 2001 y para cada aglomerado. Después de realizadas algunas estimaciones econométricas, y de acuerdo al modelo planteado¹, podemos concluir que existe *convergencia* entre los aglomerados de Argentina. Uno de los motivos que podrían explicar este resultado, es que las regiones consideradas son sólo las grandes ciudades de Argentina, dado que la encuesta utilizada no es relevada en zonas rurales. Además, sólo analizamos la década de los noventa como período de referencia, tal vez un estudio de *convergencia* requiera intervalos más largos en el tiempo.

*Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales (CEDLAS - UNLP). Mail: ceciliacalderon@sinectis.com.ar

**Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales (CEDLAS - UNLP). Mail: marmassini@yahoo.com

¹El planteo del modelo teórico se hizo siguiendo a Ravallion (2002).

Índice

1. Introducción	3
2. El Índice de Theil como medida de desigualdad	3
3. Datos y Conceptos	5
4. Evidencia empírica	6
4.1. Evolución del Theil durante los '90	6
4.2. Descomposición del Theil y cambio	7
5. Análisis de Convergencia	9
5.1. Marco Teórico	9
5.2. Resultados empíricos	11
6. Conclusiones	12

Índice de cuadros

1. Paridades de Poder de Compra del Consumidor - Abril 2001. En por ciento del nivel de precios del Gran Buenos Aires.	15
2. Evolución del Theil del Ingreso Familiar Equivalente (1991- 2001)	15
3. Estadísticos Descriptivos del Ingreso Familiar Equivalente (\$ 2001)	15
4. Theil total de cada Aglomerado	16
5. Descomposición por Aglomerado	16
6. Cambio en el Theil: 1998 - 1992	17
7. Cambio en el Theil: 2001 - 1998	17
8. Resultados de la estimaciones	24

Índice de figuras

1. Evolución del Theil del Ingreso Familiar Equivalente (1991- 2001)	18
2. Densidad del logaritmo del Ingreso Familiar Equivalente. Argentina, 1992, 1998, 2001. Estimación no paramétrica.	19
3. Evolución y Componentes del Theil del Ingreso Familiar Equivalente (1991- 2001)	20
4. Evolución del Theil por aglomerado	21
5. Evolución del Theil por aglomerado (continuación)	22
6. Evolución del Theil por aglomerado (continuación)	23

1. Introducción

El objetivo central de este trabajo es analizar la distribución de los ingresos en la Argentina. De las medidas existentes para captar la desigualdad, se ha optado por utilizar el índice de Theil. Este indicador posee la propiedad de aditividad, lo cual permite su descomposición. Dado esto, podremos determinar si la disparidad de ingresos es proveniente de características intrínsecas de los individuos o de la ciudad donde habitan. Esto nos motivó a aprovechar la propiedad mencionada del índice de Theil y descomponerlo en base a grupos formados por los aglomerados urbanos que constituyen Argentina. Cabe aclarar que utilizamos los aglomerados relevados por la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) realizada por el INDEC y consideramos a Argentina como la unión de estas principales ciudades.

La sección 2 se ocupa de explicar la metodología aplicada. Además proporciona una descripción de otras características del índice elegido y su comparación con otras medidas. En la sección 3 se describe la elaboración de los datos utilizados, su origen y ajustes realizados. También se define el concepto de ingreso considerado como el más apropiado para nuestro análisis. La sección 4 comprende la aplicación de la teoría enunciada y se brindan resultados empíricos. La sección 5 se ocupa del análisis de *convergencia*. Para esto se estimaron modelos alternativos. Finalmente, la sección 6 muestra las principales conclusiones y posibles extensiones al trabajo.

2. El Índice de Theil como medida de desigualdad

El propósito de este trabajo es intentar caracterizar y describir de manera profunda la distribución de los ingresos y desigualdad presente en Argentina a nivel desagregado por regiones geográficas durante los años 1991 - 2001. El objetivo es analizar el cambio en la desigualdad en el período mencionado. Las medidas usuales para examinar cambios en la distribución de la riqueza son: la participación sobre el ingreso total de la población que poseen los últimos deciles de ingreso, el coeficiente de Gini y el índice de Entropía de Theil. Nuestro foco de atención recae sobre el índice de Theil debido a ciertas ventajas que posee frente a las otras medidas. El índice de Theil, al igual que el coeficiente de Gini, satisface los axiomas de simetría, invarianza a la población, invarianza a la escala, el principio de las transferencias de Dalton-Pigou (principio fuerte de las transferencias). Además, el Theil posee la propiedad de aditividad. Esta última característica permite su descomposición, y esta es la condición que imponemos al elegir este indicador como nuestra medida de desigualdad.

Como el Gini, el índice de Theil es una medida basada en la distribución total del ingreso. La participación de los deciles como indicador del grado de desigualdad no captura el grado de dispersión dentro de un mismo decil e ignora cierta parte de la distribución.

Para calcular el Theil se debe aplicar la siguiente ecuación:

$$T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varpi_i \frac{w_i}{\mu} \ln \left(\frac{w_i}{\mu} \right) \quad (1)$$

donde n representa el número de individuos, ϖ_i es un ponderador del ingreso individual, w_i es el ingreso del individuo i , μ representa el ingreso promedio de toda la muestra, y $[0, \ln(0)]$ se considera cero. En caso de 'perfecta igualdad', el Theil (y también el Gini) es igual a cero. En caso de 'perfecta desigualdad' (cuando sólo un individuo posee todo el ingreso de la sociedad) el Theil es igual a $[\ln(n)]^2$. Esto significa que el valor máximo del Theil varía con el tamaño de la muestra. Sin embargo, la pendiente de la función logaritmo natural cae rápidamente. Esto provoca que esa característica no demasiado deseable resulte de poca importancia práctica para muestras, como las que utilizamos, lo suficientemente grandes y aproximadamente del mismo tamaño.

²Dividiendo T por $[\ln(n)]^2$ es posible su normalización entre 0 y 1. Pero la propiedad de aditividad es la razón por la cual no se normaliza: la máxima desigualdad posible depende del tamaño de la población. La intuición detrás de esto es que una sociedad de un millón de individuos en donde solo uno reciba todo el ingreso es más desigual que una sociedad con mil habitantes en donde sólo uno reciba el ingreso total.

Una propiedad deseable del Theil es que, debido a su aditividad, es posible descomponerlo entre dos componentes: uno representa la desigualdad entre subgrupos, *between inequality*, y otro que representa la desigualdad dentro de los distintos subgrupos, *within inequality*. Para conjuntos de subgrupos mutuamente excluyentes indexados $\{1, 2, \dots, G\}$ donde G es el número de subgrupos, el Theil puede re-expresarse como³:

$$T = \sum_{g=1}^G \frac{n_g \mu_g}{n \mu} T_g + \sum_{g=1}^G \frac{n_g \mu_g}{n \mu} \ln \left(\frac{\mu_g}{\mu} \right) \quad (2)$$

donde n_g representa el número de observaciones en el subgrupo g , μ_g es el ingreso medio del subgrupo g , y T_g es el índice de Theil calculado para el subgrupo g ⁴.

El primer término del lado derecho de la ecuación 2 es la suma ponderada de los índices de Theil calculados para los distintos subgrupos., donde las ponderaciones están dadas por las participaciones de cada subgrupo en el ingreso total. Este término representa el componente de la desigualdad atribuido a las diferencias de ingresos dentro de un mismo grupo. El segundo término, es el índice de Theil calculado sobre una distribución en la cual a cada individuo se le asigna el ingreso promedio del subgrupo al que pertenece. Luego, este componente representa la desigualdad en los ingresos entre los subgrupos de la población.

Más importante aún, los cambios en el tiempo en el Theil pueden descomponerse en tres componentes:

- 1) Efecto participación: Representa cambios en las participaciones de las poblaciones de los subgrupos $\left(\frac{n_g}{n}\right)$;
- 2) Efecto intergrupar: Representa cambios en el ingreso medio relativo de cada subgrupo respecto del ingreso medio total $\left(\frac{\mu_g}{\mu}\right)$;
- 3) Efecto intragrupal: Representa cambios en la dispersión del ingreso dentro de cada subgrupo (T_g).

La contribución sobre el cambio en el Theil entre el período t y s de cada uno de estos elementos puede calcularse como⁵:

$$\Delta T_n^{t,s} = \Delta T_{within,n}^{t,s} + \Delta T_{between,n}^{t,s} = \sum_{g=1}^G \left[\left(\frac{n_g^t}{n^t} - \frac{n_g^s}{n^s} \right) \frac{\mu_g^t}{\mu^t} T_g^t \right] + \sum_{g=1}^G \left(\frac{n_g^t}{n^t} - \frac{n_g^s}{n^s} \right) \frac{\mu_g^t}{\mu^t} \ln \left(\frac{\mu_g^t}{\mu^t} \right) \quad (3)$$

$$\Delta T_\mu^{t,s} = \Delta T_{within,\mu}^{t,s} + \Delta T_{between,\mu}^{t,s} = \sum_{g=1}^G \left[\left(\frac{\mu_g^t}{\mu^t} - \frac{\mu_g^s}{\mu^s} \right) \frac{n_g^s}{n^s} T_g^t \right] + \sum_{g=1}^G \left[\frac{\mu_g^t}{\mu^t} \ln \left(\frac{\mu_g^t}{\mu^t} \right) - \frac{\mu_g^s}{\mu^s} \ln \left(\frac{\mu_g^s}{\mu^s} \right) \right] \frac{n_g^s}{n^s}$$

$$\Delta T_T^{t,s} = \sum_{g=1}^G \frac{n_g^s \mu_g^s}{n^s \mu^s} (T_g^t - T_g^s)$$

donde $\Delta T_n^{t,s}$ representa el efecto participación; $\Delta T_\mu^{t,s}$ el efecto intergrupar; y $\Delta T_T^{t,s}$ es el efecto intragrupal.

Esta descomposición provee una profunda caracterización de las fuentes de cambio y permite evaluar explicaciones de la creciente desigualdad en Argentina durante la década del noventa.

³De acuerdo a Bourguignon (1979), Cowell (1980) y Shorrocks (1980).

⁴El lado derecho de la ecuación 2 es igual al lado derecho de la ecuación 1. notar que el Theil para el subgrupo g , T_g , puede expresarse como:

$$T_g = \frac{1}{n_g} \sum_{i=1}^{n_g} \varpi_i \frac{w_i}{\mu_g} \ln \left(\frac{w_i}{\mu_g} \right)$$

La ecuación 1 puede derivarse simplemente sustituyendo esta expresión en 2 y acomodando términos, de modo que la suma sea sobre $i = 1, \dots, n$ en lugar de $g = 1, \dots, G$.

⁵Ver: R. Steckel y C. Moehling. NBER. Febrero de 2000.

Argentina está compuesta por regiones, de las cuales se posee información para los principales aglomerados. Con el fin de explicar la desigualdad entre aglomerados y dentro de un mismo aglomerado es que se requiere la característica de descomposición, razón por la cual hemos elegido al índice de Theil para el análisis. Es importante aclarar que para la mayoría de los aglomerados se dispuso de datos que comprenden todo el período bajo estudio. Sin embargo, ciertos aglomerados empezaron a relevarse en años posteriores⁶. Por este motivo, es posible determinar el cambio en el Theil que genera la inclusión de un nuevo aglomerado a una entidad existente. Es posible discriminar cuatro efectos⁷:

$$T^{G+1} - T^G = s_{G+1}^{G+1} T_{G+1} + s_{G+1}^{G+1} \ln \frac{\mu_{G+1}}{\mu^{G+1}} + \sum_{g=1}^G [(s_g^{G+1} - s_g^G) T_g] + \left[\sum_{g=1}^G s_g^{G+1} \ln \left(\frac{\mu_g}{\mu^{G+1}} \right) - \sum_{g=1}^G s_g^G \ln \left(\frac{\mu_g}{\mu^G} \right) \right] \quad (4)$$

donde s_g representa la participación en el ingreso total del subgrupo g ⁸, g representa el subgrupo g y G es el número de subgrupos. El subíndice $G + 1$ representa el subgrupo $G + 1$ (nuevo aglomerado), mientras que el supraíndice G significa el número total de subgrupos. De la ecuación 4 se desprenden cuatro efectos:

- 1) El primer término representa un efecto directo y positivo: al incorporar un nuevo subgrupo (en nuestro caso aglomerado) se suma sobre $G + 1$ grupos y no sobre G . Luego, el nuevo subgrupo algún grado de desigualdad poseerá ($T_{G+1} > 0$). Por lo tanto, la desigualdad total resultante será mayor.
- 2) El signo del segundo término depende del tamaño relativo del ingreso promedio del nuevo subgrupo μ_{G+1} con respecto al de la entidad existente ($\mu_{G+1} \neq \mu^G$). Si el ingreso promedio del subgrupo entrante es mayor, el efecto será positivo; de otra forma, el impacto resultará negativo.

El tercer y cuarto término son efectos participación:

- 3) El signo del tercer término es negativo: al incluir un nuevo aglomerado, se alterará tanto la población total como el ingreso medio total. Dado que cada aglomerado g es ponderado por su participación s_g , la contribución a la desigualdad total siempre será menor en la nueva y más grande entidad.
- 4) El signo del cuarto término no está definido. Depende de la relación entre el nuevo ingreso medio total y el ingreso promedio anterior (razón por la que se lo llama efecto re-ponderador del ingreso promedio). Si el nivel de ingreso del subgrupo entrante provoca un incremento en el ingreso medio total, este efecto será negativo.

Como resultado, el signo de combinar los cuatro efectos parciales es indeterminado. Es decir, el hecho de incorporar uno o más aglomerados a una entidad existente, puede provocar un incremento o reducción de la desigualdad total dependiendo de cual sea el efecto que predomine.

El análisis que decidimos efectuar en base a este indicador consistirá en el cálculo del índice de Theil para Argentina durante la década de los '90. Luego, el indicador será desagregado en distintos efectos, para los cuales se considerará como grupos a los distintos aglomerados que conforman Argentina.

La siguiente sección proporciona información sobre la base de datos y sobre las definiciones de las variables utilizadas.

3. Datos y Conceptos

La presente sección explica la elaboración de la base de datos utilizada. El análisis se limita a la distribución del ingreso y estimación de la desigualdad durante el período 1991 - 2001 para Argentina⁹. La

⁶Tales aglomerados son: Concordia, Mar del Plata y Río Cuarto.

⁷Ver: M. Beblo y T. Knaus: Measuring Income Inequality in Euroland. Octubre de 2000.

⁸En las fórmulas anteriores $s_g = \frac{n_g \mu_g}{n \mu}$.

⁹Se considera Argentina a la unión de los principales aglomerados. Cabe aclarar que los aglomerados mencionados representan grandes ciudades, por lo que la cobertura del análisis es sólo urbana. Aún así, se abarca más del 85% de la población del país.

información surge de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) que es realizada actualmente en Argentina por el INDEC para 28 aglomerados. La EPH es relevada en distintas ondas durante un mismo año; luego, y con el objeto de homogeneizar los datos, se eligió analizar la última onda, que por lo general se realiza durante el mes de octubre. Dado que el INDEC proporciona la información referida a cada aglomerado en forma separada, se debió confeccionar una base de datos por cada año que los incluyera a todos. Esto generó algunas dificultades debido a que la EPH no era relevada en todos los aglomerados durante los primeros años de la década del noventa. Otro aspecto que fue tenido en cuenta para ajustar los ingresos es lo que el INDEC denomina *Paridades de Poder de Compra del Consumidor (PPCC)*¹⁰. La principal utilización de las *PPCC* es en el cálculo de los ingresos regionales con poder de compra *real* en términos de los precios medios de una región que se toma como base de comparación uniforme. Las *PPCC* miden la relación entre el costo de una canasta de bienes y servicios representativos del consumo de la población urbana de una región determinada y el costo que esa misma canasta tendría si se pudiera adquirir a los precios medios de otra región que se toma como base para las comparaciones. La comparación entre los niveles de precios vigentes en distintas provincias es de vital importancia, entre otras cosas, para:

- Evaluar el poder de compra de los salarios, jubilaciones y otros ingresos;
- Comparar los niveles de consumo per cápita;
- Mejorar y comparar las mediciones de pobreza.

En el Cuadro 1 se presentan las *PPCC* por regiones geográficas según capítulos de gasto, calculadas respecto al nivel de precios vigente en el Gran Buenos Aires.

Debido a la falta de esta información para todos los años analizados, fue necesario realizar la conjetura de que estas *PPCC* se mantuvieron constantes durante el período 1991 - 2001.

Un último aspecto metodológico es definir la unidad de análisis y el concepto de ingreso utilizado. La unidad de análisis bajo este estudio es el individuo (y no el hogar) que habita en diferentes regiones. Una de las variables usuales que permiten aproximar el bienestar individual es el ingreso ajustado por adulto equivalente y economías de escala internas al hogar. Es decir, se ajusta el ingreso familiar considerando el número de miembros del hogar y su composición (edad y sexo), así como también se tiene en cuenta que ciertos bienes públicos se comparten dentro del hogar. La fórmula utilizada es la siguiente:

$$iaeee_h = \frac{itf_h}{\left(\sum_{j \in h} ae_j \right)^\theta} \quad (5)$$

donde $iaeee_h$ es el ingreso ajustado, idéntico para todos los individuos que conforman el hogar h , itf_h es el ingreso total familiar perteneciente al individuo j del hogar h , ae_j es el valor del adulto equivalente (1 para hombres adultos y distinto de 1 para el resto), y θ el parámetro de economías de escala. En este trabajo para calcular los adultos equivalentes se usó la escala de necesidades de calorías por edad, sexo y nivel de actividad que proporciona el INDEC para obtener las estadísticas oficiales de pobreza. Para el cómputo de las economías de escala se tomó un valor de $\theta = 0.8$, ya que constituye un valor intermedio de los estimados en la literatura¹¹. Para el resto del trabajo, este es el concepto de ingreso que se utilizará para las estimaciones y lo llamaremos Ingreso por Adulto Equivalente o Ingreso Ajustado.

4. Evidencia empírica

4.1. Evolución del Theil durante los '90

En este trabajo limitamos nuestro análisis a la distribución del ingreso familiar equivalente para la República Argentina durante el período 1991 - 2001. Con tal objetivo, calculamos el índice de Theil

¹⁰Ver: Paridades de Poder de Compra del Consumidor. Dirección de Indices de Precios de Consumo. INDEC. Febrero de 2002.

¹¹Ver Deaton, 1997. Un valor de $\theta = 0.8$ representa economías de escala moderadas.

dado en la ecuación 1. Los resultados de tales estimaciones se muestran en el Cuadro 2. La conclusión que podemos extraer de su observación es que la desigualdad ha crecido notablemente a lo largo del período considerado. Notamos que la desigualdad disminuye entre 1991 y 1992, cuando comienza la fase de Estabilización. Luego, empieza a incrementarse y hasta logra superar el nivel de 1991. Para el 2001, el coeficiente es el más elevado respecto de los años precedentes. Esta conducta puede visualizarse en la Figura 1. La desigualdad presenta una tendencia creciente; sin embargo, existe una diferencia en la tasa de crecimiento para distintos subperíodos. Entre 1992 y 1995 el incremento es más acentuado, mientras que entre 1995 y 1998 la desigualdad crece más lentamente. De la misma manera, luego de una caída en 1999, el crecimiento de la desigualdad cobra fuerza nuevamente.

Para la medida de desigualdad elegida calculamos intervalos de confianza al 95 % de significatividad aplicando el método de *bootstrap* (Ver Anexo). Para cada muestra de tamaño n , construimos 1000 remuestras por extracciones aleatorias con reposición de la muestra original. El cómputo de estos intervalos también pueden apreciarse en el Cuadro 2 y en la Figura 1.

La desigualdad calculada mediante el índice de Theil es consistente con los valores arrojados por otras medidas. Es decir, la evolución de la desigualdad, independientemente del indicador utilizado, es creciente a lo largo del período comprendido en el análisis. El patrón de comportamiento del índice de Theil constituye una réplica del generado por el coeficiente de Gini¹². En base a la observación de los índices de Theil junto con los intervalos de confianza para los once años analizados, decidimos intentar captar los cambios en la desigualdad comprendidos entre 1998 - 1992 y entre 2001 - 1998. Estas magnitudes son presentadas en la sección siguiente.

Un análisis descriptivo surge del Cuadro 3, donde se muestran los ingresos ajustados (en \$ del 2001) promedios para los tres años elegidos. También apreciamos el valor de la población incluida en la muestra¹³, y replicamos el índice de Theil mostrado en el Cuadro 2. Podemos notar que el ingreso promedio se mantiene constante entre 1992 y 1998, mientras que la desigualdad crece. Este fenómeno se refleja en la Figura 2, donde la distribución de 1992 y 1998 aparecen centradas respecto a un mismo valor, siendo la de 1998 algo más aplanada que la de 1992. El hecho de que una distribución sea más aplanada que otra implica una mayor dispersión de la primera respecto de la segunda. Comparando 1998 con 2001, el ingreso promedio cae, lo cual se corresponde con un desplazamiento hacia la izquierda de la distribución. El aumento en la dispersión se hace más pronunciado, como muestra el valor del Theil. Asimismo, la distribución del 2001 es aún más aplanada que la de 1998.

4.2. Descomposición del Theil y cambio

Aplicando la descomposición del índice de Theil dada por la ecuación 2 podremos ganar información sobre las fuerzas que generaron este fuerte aumento de la desigualdad. En primer término, consideramos la descomposición de este índice para todo el período analizado (1991 - 2001) y el cambio en su valor a lo largo del tiempo para los años 1992, 1998 2001. La propiedad de aditividad del mismo nos permitirá separar la desigualdad proveniente de diferencias en los niveles de ingresos entre aglomerados, *between inequality*, de aquella proveniente de diferencias de ingresos dentro de los mismos, *within inequality*. De esta manera, podrán obtenerse claves sobre los orígenes de la desigualdad en la República Argentina. La Figura 3 muestra la evolución que ha tenido el índice a nivel nacional durante los noventa y sus dos componentes: *between* y *within*. Es notable que el componente *between* de la desigualdad ha seguido un patrón de comportamiento aproximadamente idéntico al indicador total. Además, en comparación con el componente *within*, el *between* se encuentra mucho más próximo al total, por lo cual su participación será elevada. Observando la conducta en el tiempo del *within*, podemos inferir que se ha mantenido relativamente constante, a pesar de los aumentos y reducciones por los que ha atravesado la desigualdad total medida por el índice de Theil.

Una vez interpretada la conducta del Theil en el tiempo a nivel nacional, creemos que será de significativa importancia intentar comparar la evolución del Theil en el tiempo para cada aglomerado. Este

¹²Ver L. Gasparini, M. Marchionni y W. Sosa Escudero. 2001.

¹³La población analizada corresponde a la que habita en los aglomerados comprendidos para cada año. Cabe aclarar, que para el análisis de todo el trabajo, fueron eliminados los individuos con ingresos nulos o cuyas respuestas eran inconsistentes.

comportamiento puede ser apreciado en las Figuras 4 a 6. Notamos que cada aglomerado en particular responde a un comportamiento distinto de esta medida en todo el período de referencia. El Cuadro 4 muestra el Theil de cada aglomerado para 1992, 1998 y 2001. Es sorprendente el caso de Jujuy, un aglomerado con alta desigualdad. Comparando 1998 con 2001, se aprecia un fuerte efecto igualador en la disparidad de ingresos. Sin embargo, Salta, un aglomerado geográficamente muy próximo a Jujuy, muestra lo contrario: entre 1998 y 2001 se observa un considerable incremento de la desigualdad. Gran La Plata, Comodoro Rivadavia, Santa Rosa, Mar del Plata y Río Cuarto son más ejemplos del mismo proceso. A pesar de este aumento entre 1998 y 2001, estos aglomerados tienen niveles relativamente bajos de desigualdad. Y es por estos factores que sostenemos una hipótesis de convergencia en desigualdad para los aglomerados argentinos. Este análisis será postergado hasta la sección siguiente para profundizar ahora con la descomposición del Theil, considerando cada aglomerado como un grupo mutuamente excluyente de los demás.

En el Cuadro 5 se exhiben los valores resultantes de la descomposición *between within* para cada uno de los años analizados. El mismo Cuadro presenta las participaciones de cada uno de estos dos componentes sobre la desigualdad global. El componente de desigualdad *intragrupal* (o *within*) predomina ampliamente por sobre el de desigualdad *intergrupal* (o *between*). Puede observarse que el primer componente representa aproximadamente el 86 % del índice, mientras que el segundo componente completa el 13 % restante. Hay que destacar que las participaciones se han mantenido prácticamente constantes para los años estudiados. Sin embargo, notamos que la participación de la desigualdad *intergrupal*, si bien es baja comparada con la *intragrupal*, algo ha crecido hacia finales de los noventa.

La escasa importancia de la participación de la desigualdad intergrupal no implica que las diferencias de ingresos promedio entre aglomerados sean poco significativas. Para corroborar que tales diferencias son pronunciadas basta con comparar, para un año cualquiera, el ingreso promedio de Formosa o Resistencia con el de Capital, por ejemplo. El predominio de la desigualdad *intragrupal* sólo significa que la desigualdad existente dentro de cada aglomerado es mucho mayor que la existente entre aglomerados.

El análisis del cambio en el índice de Theil entre períodos también puede brindarnos información útil sobre el origen de la desigualdad. Para descomponer el cambio en esta medida que tuvo lugar entre 1992 y 1998 se procedió en dos etapas, pues en 1998 se computaron tres nuevos aglomerados no relevados en 1992. Tales aglomerados son: Mar del Plata, Concordia y Río Cuarto. Los resultados pueden verse en el Cuadro 6 para el cambio 1998-1992 y en el Cuadro 7 para 2001-1998. En una primera etapa se calculó el cambio en la desigualdad sin computar los aglomerados incorporados, según la ecuación 3; en una segunda etapa, el cambio en la desigualdad generado por la incorporación de los mismos de acuerdo a la ecuación 4. Sumando luego los cambios parciales en ambas etapas, se obtiene el cambio total.

El cambio resultante de la primera etapa muestra un aumento en la desigualdad que puede descomponerse, como se mencionó en secciones previas, en tres efectos:

- El primero, el *efecto participacion*, afecta tanto a los componentes *within* como *between*. Encontramos que este es pequeño y negativo en ambos casos. Esto significa que la participación de la población de cada aglomerado se modificó de forma tal que tanto la desigualdad intergrupal como intragrupal disminuyeron. El efecto igualador entre grupos ocurre por un aumento en la participación de la población con ingreso inferior a la media. Al mismo tiempo, la caída en la desigualdad intragrupal ocurre por una reducción en la participación de los grupos con mayor desigualdad (ponderada por ingreso medio del grupo en relación al ingreso medio total).
- El segundo efecto, el *intergrupal*, también afecta a ambos componentes. Hallamos que este es positivo y bastante mayor que el efecto anterior; en particular, en lo concerniente al acrecentamiento de la desigualdad entre grupos. Esto último podría explicarse por una mayor dispersión del ingreso medio de cada aglomerado. El efecto intragrupal se ve ampliado porque el ingreso medio creció más en los aglomerados con mayor desigualdad (ponderada por la participación de población).
- Por último, encontramos que el *efecto intragrupal* se revela fuertemente desigualador. Esto es una consecuencia del crecimiento en la diferencia de ingresos en el interior de cada aglomerado.

Luego calculamos como afecta la incorporación de los tres aglomerados a la desigualdad. La suma de los cuatro efectos determina que el resultado es una ligera disminución en la disparidad de ingresos.

- Primero, tenemos el efecto directo de la incorporación de los aglomerados, que es siempre desigualador. Corresponde aclarar que los aglomerados incorporados son altamente disímiles entre sí ya sea en lo referido a la desigualdad dentro de los mismos, en la participación de la población y en el ingreso medio de cada uno de ellos en relación al ingreso medio total.
- El segundo efecto, por su parte, es negativo, pues dos de los tres aglomerados tienen ingreso medio inferior al ingreso medio total. Esta diferencia es principalmente significativa para el caso de Mar del Plata.
- Necesariamente el tercer efecto es negativo. Su magnitud revela, sin embargo, que el ingreso para el total de los aglomerados luego de incorporar estos últimos es bastante mayor que el ingreso total previo a su incorporación. En valor absoluto, este es el efecto más grande de los cuatro.
- Por último, tenemos que el efecto re-ponderador del ingreso medio total es positivo, aunque sumamente bajo. Entonces, los grupos entrantes provocan, en conjunto, una caída en el ingreso medio total. Considerando esto, debería ocurrir que el aumento en el ingreso total debido a la incorporación de los aglomerados sea producto de un aumento considerable en la población que conforma la muestra.

El cambio en el índice de Theil que tiene lugar entre 1998 y 2001 también puede descomponerse. A diferencia del caso anterior, la tarea se limita a la descomposición en una única etapa, pues los aglomerados relevados en uno y otro año son los mismos. El signo de los mismos no se ha modificado, y el *efecto intragrupal* sigue siendo el de mayor magnitud.

Una característica común a los tres años considerados es la fuerte discrepancia entre aglomerados. El hecho de que la población esté muy concentrada en ciertos lugares, principalmente el Gran Buenos Aires, constituye una característica conocida de nuestro país. Dado que los movimientos migratorios son poco importantes, el cambio en la participación de la población entre uno y otro año no merece mayor análisis. Por otra parte, los ingresos medios y los índices de desigualdad difieren notablemente entre aglomerados. Además de observar que el ingreso medio difiere entre aglomerados, también se aprecia que la brecha entre estos se acentúa con el paso del tiempo. Sin embargo, parece más trascendente lo que ocurre con el índice de Theil.

No sólo se evidencia que este indicador de desigualdad crece para la mayoría de los aglomerados en el tiempo, sino que también es muy marcada la diferencia entre aglomerados en un mismo año. Por ello, pretendemos ahondar más en la diferencia entre estos índices.

Como quedó demostrado en el Cuadro 5, el valor del índice de Theil calculado para Argentina, pudo descomponerse en *desigualdad intergrupala* y *desigualdad intragrupal*, considerando como grupos mutuamente excluyentes los principales aglomerados que conforman Argentina y sobre los cuales se releva la EPH. Los resultados mostraban que la participación de la *desigualdad intergrupala* es pequeña.

5. Análisis de Convergencia

5.1. Marco Teórico

La evidencia empírica expuesta en la sección anterior nos muestra el ya conocido hecho del fuerte aumento de la desigualdad ocurrido en Argentina a partir de inicios de la década del noventa. Junto con esto encontramos que se ha acentuado la desigualdad entre aglomerados, pero más aún, la desigualdad dentro de cada aglomerado. A pesar de que creemos necesario e interesante comprender como ha evolucionado la desigualdad entre los distintos aglomerados de nuestro país, dedicaremos la presente sección para analizar lo ocurrido con la desigualdad dentro de cada uno de ellos. En particular, intentamos observar si los aglomerados están convergiendo en desigualdad. Es decir, nos preguntamos si es que las diferencias en los niveles de desigualdad existentes a comienzos de la década se mantienen a lo largo de la misma, se reducen o se incrementan en el tiempo.

Diremos que cuando un aglomerado con elevada (baja) desigualdad manifieste a través del tiempo desigualdad decreciente (creciente), habrá convergencia en desigualdad. La convergencia en esta variable

es un hecho poco estudiado en la literatura económica. El primero en analizar esta cuestión parece haber sido Bénabou (1996), quien aplica un test sencillo, derivado de la teoría de crecimiento, a varias bases de datos conformadas por índices de desigualdad para distintos países del mundo. En este trabajo encuentra signos de reversión a la media en desigualdad.

Recientemente Ravallion (2002) revisa los resultados encontrados por Bénabou y encuentra que si bien la metodología utilizada por este es válida, pueden hacerse algunas objeciones. Bénabou construye una regresión en la que la variable dependiente está dada por el cambio en el coeficiente de Gini del primer y último año disponible dentro período bajo análisis y la variable independiente el coeficiente de Gini inicial. En primer lugar, Ravallion destaca que no se está utilizando la información correspondiente al intervalo comprendido entre el principio y el final del período. Descartar dicha información no permitiría observar si los cambios ocurridos entre esos momentos son independientes de lo sucedido entre ellos. Segundo, el hecho de que no se consideren plenamente los errores de medición en la desigualdad observada hace que existan sesgos en la estimación. El sesgo conocido como *falacia de Galton* surge cuando se sobrestima (subestima) una tendencia debido a que se ha subestimado (sobrestimado) el nivel de desigualdad inicial.

Debido a que en nuestro análisis de convergencia entre aglomerados pretendemos considerar todos estos aspectos, recurrimos al modelo introducido por Ravallion (2002) pero utilizando como medida de desigualdad al índice de Theil.

Sea T_{gt}^* el verdadero valor del índice de Theil para el aglomerado g en el momento t , y T_{gt} la medida observada de desigualdad para el mismo aglomerado en el mismo período, donde la relación entre ambos valores está dada por:

$$T_{gt} = T_{gt}^* + \varepsilon_{gt} \quad (6)$$

siendo ε_{gt} el error de medición serialmente independiente con media cero.

Cada aglomerado presenta una tendencia en desigualdad subyacente que supondremos se comporta de manera lineal de la forma:

$$R_g = \alpha + \beta T_{g1}^* + \mu_g \quad (7)$$

con μ_g como un error de innovación cuya media es cero.

Finalmente, tenemos el cambio en el verdadero nivel de desigualdad de cada aglomerado entre el momento 1 y el momento t está dado por:

$$T_{gt}^* - T_{g1}^* = R_g(t - 1) + v_{gt} \quad (8)$$

para $(g = 1, \dots, G; t = 2, \dots, T)$. En nuestro caso, G representarían los 29 aglomerados donde se realiza la EPH, dado que separamos Gran Buenos Aires entre Capital y Conurbano. Sin embargo, y por motivos que ya serán explicados, G es igual a 25 dado que debemos excluir de nuestra muestra a 4 aglomerados. Mientras que T representa el año 2001 y $t = 2$ es el año 1993¹⁴. El término v_{gt} constituye un error de innovación con media cero. Debemos especificar que la desigualdad en el período cero no se incluye pues será utilizada como variable instrumental en las regresiones a estimar.

Utilizando las fórmulas anteriores, podemos obtener la ecuación necesaria para testear nuestra hipótesis. La hipótesis que buscamos verificar es que la tendencia de la desigualdad del estado estacionario depende de su nivel inicial. Luego, la ecuación a estimar puede expresarse de la forma:

$$T_{gt} - T_{g1} = (\alpha + \beta T_{g1})(t - 1) + e_{gt} \quad (9)$$

para $(g = 1, \dots, G; t = 2, \dots, T)$. El término de error e_{gt} es heteroscedástico y es:

$$e_{gt} \equiv v_{gt} + \varepsilon_{gt} - \varepsilon_{g1} + (t - 1)(\mu_g - \beta \varepsilon_{g1}) \quad (10)$$

Las ecuaciones 9 y 10 muestran que no podemos suponer que $Cov(T_{gt}, e_{gt}) = 0$, pues T_{g1} y e_{gt} resultan conjuntamente afectados por ε_{g1} . Podemos solucionar este problema recurriendo al supuesto de que los

¹⁴Como la variable dependiente es una diferencia entre períodos se pierde la primera observación.

errores de medición son serialmente independientes. Entonces T_{g0} podrá ser utilizado como un instrumento válido para T_{g1} ¹⁵. El período cero representa, en nuestro caso, el año 1991.

5.2. Resultados empíricos

La hipótesis de convergencia fue testeada utilizando los índices de Theil para cada uno de los aglomerados que conforman la República Argentina entre 1991 y 2001. Estos indicadores fueron contruidos a partir de la definición de ingreso y especificaciones efectuadas en la sección 3. Del total de aglomerados fueron excluidos Mar del Plata, Río Cuarto, Concordia y Comodoro Rivadavia. Ninguno de ellos era relevado al inicio del período bajo análisis.

La utilización de los datos provenientes de la EPH nos permite sortear algunos inconvenientes con los que se enfrentan autores que pretenden verificar convergencia entre distintos países del mundo. La cobertura es amplia entre aglomerados y relativamente poco limitada en el tiempo, encontrándose además que disponemos de datos con periodicidad anual. Tanto Bénabou como Ravallion cuentan con información proveniente de encuestas realizadas en forma interrumpida para los distintos países. Por otro lado, la encuestas de la EPH son comparables dado que se utiliza el mismo formulario en todos los aglomerados.

Con el fin de evaluar la hipótesis de convergencia en desigualdad entre los 25 aglomerados argentinos considerados, estimamos los parámetros α y β de la ecuación 9. Tal estimación se realiza empleando el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y el de variables instrumentales (IV)¹⁶. El año 1992 es tomado como inicial en ambos modelos, con el propósito de hacer comparables los productos de tales estimaciones. Los resultados de regresar el cambio entre el índice de Theil de cada período y el correspondiente a 1992, tomando como variable explicativa el índice de Theil de 1992, son expuestos en la tabla 8.

Los valores obtenidos para los coeficientes y desvíos estándar del modelo lineal evaluado, indican que habría convergencia en desigualdad. Además, este resultado sería robusto frente a la inclusión de errores de medición ya que no sólo encontramos evidencia de convergencia en la estimación por MCO, sino que también utilizando IV. La similitud de los resultados obtenidos en ambas estimaciones puede tomarse como indicio de la poca importancia del sesgo generado por errores de medición en la desigualdad del período inicial. En los dos casos encontramos que tanto α como β son significativos y que toman valores anlogos, aunque la velocidad de convergencia es algo menor cuando se recurre al coeficiente de IV. Haciendo uso de estos coeficientes, se obtiene que el valor del Theil en el estado estacionario se ubicará entre 0.41 y 0.42, cualquiera sea la especificación considerada.

Tomemos los valores de los coeficientes para el modelo de IV y un horizonte de 10 años. Imaginemos un aglomerado con nivel bajo de desigualdad inicial, que podría estar dado por un Theil de 0.238 (como es el caso de Santa Rosa) y otro aglomerado con un nivel alto de desigualdad inicial, cuyo Theil es de 0.465 (como Gran Resistencia). Al cabo del período considerado encontraremos que las medidas de desigualdad serán para el aglomerado de baja y alta desigualdad de 0.34 y 0.437 respectivamente. Así, vemos como con los resultados obtenidos los aglomerados convergen en desigualdad.

¹⁵Ravallion generaliza este modelo a fin de permitir dinámica de corto plazo. Para tal fin considera que la desigualdad observada en un momento del tiempo determinado se ajusta sólo parcialmente a su valor de largo plazo. Este comportamiento fue testeado especificando un esquema de datos de panel. El test de Hausman rechaza la existencia de efectos aleatorios, por lo cual creímos que un modelo de efectos fijos sería el adecuado. Sin embargo, los coeficientes resultaron estadísticamente no significativos para ninguno de los niveles usuales de significatividad. Los resultados indican que no existiría tal dinámica en el período considerado para los aglomerados de Argentina. Estas estimaciones están disponibles para quien lo solicite a las autoras.

¹⁶Por los motivos expuestos en el texto, el término de error es heteroscedástico, por lo cual ambos modelos fueron computados utilizando el estimador de la matriz de varianzas y covarianzas consistente de White.

6. Conclusiones

La distribución del ingreso es el resultado de innumerables factores que la originan. Intentar medir su impacto económico dentro de un país constituye una tarea obviamente relevante. En este trabajo mostramos resultados empíricos para Argentina que pretenden caracterizar la desigualdad existente dentro del país durante el periodo posterior a las reformas económicas ocurridas a principios de los noventa. Para este objetivo, utilizamos el índice de Theil, que como es sabido, posee la característica de aditividad. En una primera etapa nos dedicamos a estudiar la desigualdad a nivel país basando nuestro enfoque en una descomposición agregada por aglomerado. Para el período considerado, la principal conclusión que puede extraerse es que el *efecto intragrupal* resulta ser preponderante, no solamente en términos de participación, sino también como factor explicativo del cambio en la desigualdad entre los distintos años.

La evolución de del índice de Theil para el total de aglomerados de Argentina, así como la de su componente intragrupal nos lleva a preguntarnos si tal evolución ocurre dentro de todos y cada uno de los aglomerados. El componente intragrupal prácticamente replica el comportamiento del Theil global, razón por la cual difícilmente encontremos que la desigualdad sea estable dentro de cada aglomerado. Pero, están los aglomerados convergiendo o divergiendo en desigualdad? Los resultados encontrados indican que habría convergencia en desigualdad, siendo algo mayor a 0.41 el valor del indicador de la dispersión en ingresos al cual se aproximarían . Asimismo, encontramos que la velocidad de convergencia no es rápida, pues teniendo dos aglomerados con marcada desigualdad inicial veremos que a estos les llevará más de una década lograr niveles de desigualdad semejantes. En este punto es necesario detenernos y aclarar que el haber hallado evidencia de convergencia no significa que se eliminarán en algún momento las diferencias en desigualdad entre aglomerados. Sea en el tiempo o entre aglomerados, existen desviaciones respecto a las tendencias encontradas.

Como extensión de este trabajo, podríamos analizar la llamada *sigma* convergencia. A diferencia de la convergencia analizada en las secciones previas (llamada *beta* convergencia), esta consiste en investigar si la dispersión en la desigualdad del ingreso ajustado tiende a caer en el tiempo. Dado que la convergencia *beta* es condición necesaria pero no suficiente para tener *sigma* convergencia, resultaría interesante probar si es que ocurre o no este otro tipo de convergencia. Otra posible extensión es analizar cuales son los factores que podrían estar determinando la convergencia encontrada.

Anexo

BOOTSTRAP

En esta sección se explican¹⁷ algunos detalles básicos de la técnica de bootstrap utilizada. Mills y Zanakili (1997) constituye una útil referencia al respecto. Para el caso del índice de Entropía de Theil, este método fue implementado de la siguiente forma:

- 1) A partir de la muestra original para un año dado, se computa el índice de Theil dado por la ecuación 1.
- 2) Utilizando la muestra original como si fuera la población, se debe tomar una muestra (con reposición) del mismo tamaño de la original y calcular el índice de Theil para esta submuestra.
- 3) Repetir el paso previo un número K suficiente de iteraciones¹⁸ En nuestro caso, se utilizaron 1000 repeticiones¹⁹. Ahora tenemos K estimaciones del índice de Theil.
- 4) Usando las estimaciones del paso previo, se calcula el error estándar del índice de Theil. Esto representa la variabilidad del índice ante variaciones en la muestra, es decir, cuán sensible resulta el indicador a variaciones en la muestra.
- 5) Para el cálculo de los Intervalos de Confianza a un 95 % de significancia, se deberán ordenar los Theil estimados de menor a mayor. Luego, tomar como límite inferior el valor que queda debajo del 2.5 % de los índices estimados; y como límite superior, el valor que queda sobre el 2.5 % de los indicadores computados.
- 6) Repetir el procedimiento para todos los períodos deseados.

¹⁷Explicación metodológica basada en L. Gasparini y W. Sosa Escudero, 2001.

¹⁸Es importante determinar el número correcto de repeticiones. Se suele recomendar utilizar un número no inferior a 200 repeticiones. Ver Buchinsky y Andrews (1997).

¹⁹Le elección del número de repeticiones se hizo siguiendo a R. Steckel y C. Moehling, NBER. Febrero de 2000.

Referencias

- [1] Barro, R. y Sala-i-Martin, X., Convergence. *Journal of Political Economy* Vol 100 (2), 223-251. 1992.
- [2] Beblo M y Knaus T., Measuring Income Inequality in Euroland. Iriss at Ceps/Instead. Iriss Working Paper Series N 2000-10. Octubre 2000.
- [3] Bénabou, R., Inequality and Growth, in Ben Bernanke and Julio Rotemberg (eds), *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual*, Cambridge: MIT Press, 11-74. 1996.
- [4] Botargues P. y Petrecolli D., Estimaciones paramétricas y no paramétricas de la distribución del ingreso de los ocupados del Gran Buenos Aires, 1992-1997. *Económica* 45 (1), La Plata. 1999.
- [5] Bourguignon F., Decomposable Income Inequality Measures. *Econometrica* 47, 901-920. 1979.
- [6] Cowell F., On the Structure of Additive Inequality Measures. *Review of Economic Studies* 47, 521-531. 1980.
- [7] Cowell F., Measurement of inequality. En Atkinson y Bourguignon (eds.). *Handbook of Income Distribution*, vol. 1, Elsevier. 2000.
- [8] Deaton A., *The Analysis of Household Surveys*. The Johns Hopkins University Press for the World Bank, Baltimore. 1997.
- [9] Gasparini L., Desigualdad en la distribución del ingreso y bienestar. Estimaciones para la Argentina. En *La Distribución del Ingreso en la Argentina*, FIEL, Buenos Aires. 1999.
- [10] Gasparini L., Marchionni M. y Sosa Escudero W., La Distribución del Ingreso en Argentina y en la provincia de Buenos Aires. *Cuaderno de Economía* N 49. Marzo de 2000.
- [11] Gasparini L., Marchionni M. y Sosa Escudero W., La Distribución del Ingreso en la Argentina. Premio Fulvio Salvador Pagani 2001, Fundación Arcor. 2001.
- [12] Gasparini L. y Sosa Escudero W., Assessing Agregate Welfare: Growth and Inequality in Argentina. *Cuadernos de Economía*, Año 38, N 113, pp 49-71. Abril 2001.
- [13] Gasparini L., Marchionni M. y Sosa Escudero W., A characterization of inequality changes in Argentina through microeconomic decompositions. The case of Greater Buenos Aires. En Bourguignon, Lustig y Ferreira (eds.). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics*, en prensa. 2002.
- [14] Gottschalk P. y Smeeding M., Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality. *Journal of Economic Literature* 35, 633-687. 1997.
- [15] Mills J. y Zandvakili S., Statistical inference via bootstrapping for measures of inequality. *Journal of Applied Econometrics* 12, 133-150. 1997.
- [16] Ravallion M., *Inequality Convergence*, World Bank, Washington DC. January 2002.
- [17] Shorrocks A. F., The Class of Additively Decomposable Inequality Measures. *Econometrica* 48, 613-625. 1980.
- [18] Steckel R. y Moehling C., Wealth Inequality Trends in Industrializing New England: New evidence and tests of competing hypotheses. *Historical Paper* 122. NBER. Febrero de 2000.

Cuadro 1: Paridades de Poder de Compra del Consumidor - Abril 2001.
En por ciento del nivel de precios del Gran Buenos Aires.

Región	Aglomerados	PPCC
Pampeana	Gran La Plata, Gran Rosario, Gran Santa Fe, Santa Rosa, Concordia, Bahía Blanca, Córdoba, Mar del Plata, Paraná, Río Cuarto	90.4
Cuyo	Gran Mendoza, Gran San Juan, San Luis-El chorrillo	87.2
Noroeste	Salta, Catamarca, Gran Tucumán, Jujuy, La Rioja, Santiago del Estero	86.5
Noreste	Corrientes, Formosa, Gran Resistencia, Posadas	88.6
Sur	Gran Neuquén, Comodoro Rivadavia, Río Gallegos, Tierra del Fuego	94.9

Cuadro 2: Evolución del Theil del Ingreso Familiar Equivalente (1991- 2001)

Año	Theil	Intervalos de Confianza	
1991	0.377535	0.3461907	0.4088802
1992	0.320200	0.309573	0.3308279
1993	0.321324	0.3095742	0.3330745
1994	0.341687	0.3246927	0.3586826
1995	0.374995	0.3596123	0.3903782
1996	0.37665	0.3616723	0.3916383
1997	0.381084	0.354133	0.408036
1998	0.401100	0.3862348	0.4259662
1999	0.376326	0.365953	0.3866998
2000	0.4052637	0.3934886	0.4170387
2001	0.433777	0.4222169	0.4453363

Cuadro 3: Estadísticos Descriptivos del Ingreso Familiar Equivalente (\$ 2001)

	Años			Cambio(%)		
	1992	1998	2001	98-92	01-98	01-92
Ingreso Promedio	461.316009	461.52322	402.94324	0.0449	-12.693	-12.653
Población	16,420,312	20,434,169	20,402,955	24.444	-0.153	24.254
Theil	0.3202004	0.4011004	0.4337776	25.265	8.147	35.470

Cuadro 4: Theil total de cada Aglomerado

Aglomerado	Theil 92	Theil 98	Theil 01
Gran La Plata	0.30278366	0.27674851	0.32538893
Bahía Blanca	0.25724261	0.3513286	0.2845502
Gran Rosario	0.2858339	0.38679329	0.34471563
Santa Fe	0.29140236	0.35013489	0.42961076
Paraná	0.28454348	0.35950579	0.34072501
Posadas	0.4247137	0.45094967	0.44835037
Gran Resistencia	0.46487656	0.48742479	0.51019259
Comodoro Riv.	0.26526075	0.34755034	0.35539435
Gran Mendoza	0.29479166	0.29098452	0.37266419
Corrientes	0.34674511	0.37946009	0.45162468
Gran Córdoba	0.29125135	0.29231383	0.3133497
Concordia		0.46496379	0.46486788
Formosa	0.33470713	0.41703012	0.49464392
Neuquén	0.3367772	0.4071396	0.3201415
Santiago del Estero	0.35984284	0.32622793	0.39068278
Jujuy	0.44507842	0.4746822	0.44892108
Río Gallegos	0.24229796	0.26743386	0.25331437
Gran Catamarca	0.32187842	0.35228276	0.39768771
Salta	0.30054946	0.37956689	0.48847897
La Rioja	0.30039626	0.42077609	0.37623173
San Luis	0.25641014	0.35570102	0.35095019
Gran San Juan	0.29662395	0.37606937	0.38402587
S. M. de Tucumán	0.32179226	0.37734226	0.3627295
Santa Rosa	0.23822434	0.27835381	0.36279917
Tierra del Fuego	0.25388854	0.32154506	0.30060977
Ciudad de Bs. As.	0.27030775	0.33351613	0.3291098
Partidos	0.25711013	0.34016062	0.41027701
Mar del Plata		0.31984662	0.32372719
Río Cuarto		0.2940818	0.30243347
Total Arg.	0.32020042	0.40110044	0.43377765

Cuadro 5: Descomposición por Aglomerado

	Theil Between	Theil Within	Theil Total	% Bet / Tot	% Wit / Tot
1991	0.0492644	0.32827108	0.37753548	13.05	86.95
1992	0.03999146	0.28020896	0.32020042	12.49	87.51
1993	0.03798591	0.28333845	0.32132436	11.82	88.18
1994	0.0419119	0.29977574	0.34168763	12.27	87.73
1995	0.04688455	0.32811073	0.37499529	12.50	87.50
1996	0.05935417	0.31730206	0.37665623	15.76	84.24
1997	0.05143207	0.32965246	0.38108454	13.50	86.50
1998	0.05900305	0.3420974	0.40110045	14.71	85.29
1999	0.05382107	0.32250533	0.3763264	14.30	85.70
2000	0.05772198	0.3475417	0.40526368	14.24	85.76
2001	0.06195241	0.37182525	0.43377765	14.28	85.72

Cuadro 6: Cambio en el Theil: 1998 - 1992

Cambio 1998 - 1992	
Total	0.08090003
Cambio sin nuevas ciudades	0.08296985
Efecto Participación	-0.024127264
within,n	-0.004323037
between,n	-0.019804226
Efecto Intergrupar	0.045771726
within, μ	0.005333884
between, μ	0.040437842
Efecto Intragrupar	0.061325388
Cambio por agregar nuevas ciudades	-0.00206982
Efecto 1	0.012141157
Efecto 2	-0.00227534
Efecto 3	-0.01258895
Efecto 4	0.00065332

Cuadro 7: Cambio en el Theil: 2001 - 1998

Cambio 2001 - 1998	
Total	0.032677213
Efecto Participación	-0.014336053
within,n	-0.002507814
between,n	-0.011828239
Efecto Intergrupar	0.017706191
within, μ	0.00292859
between, μ	0.014777601
Efecto Intragrupar	0.029307075

Figura 1: Evolución del Theil del Ingreso Familiar Equivalente (1991- 2001)

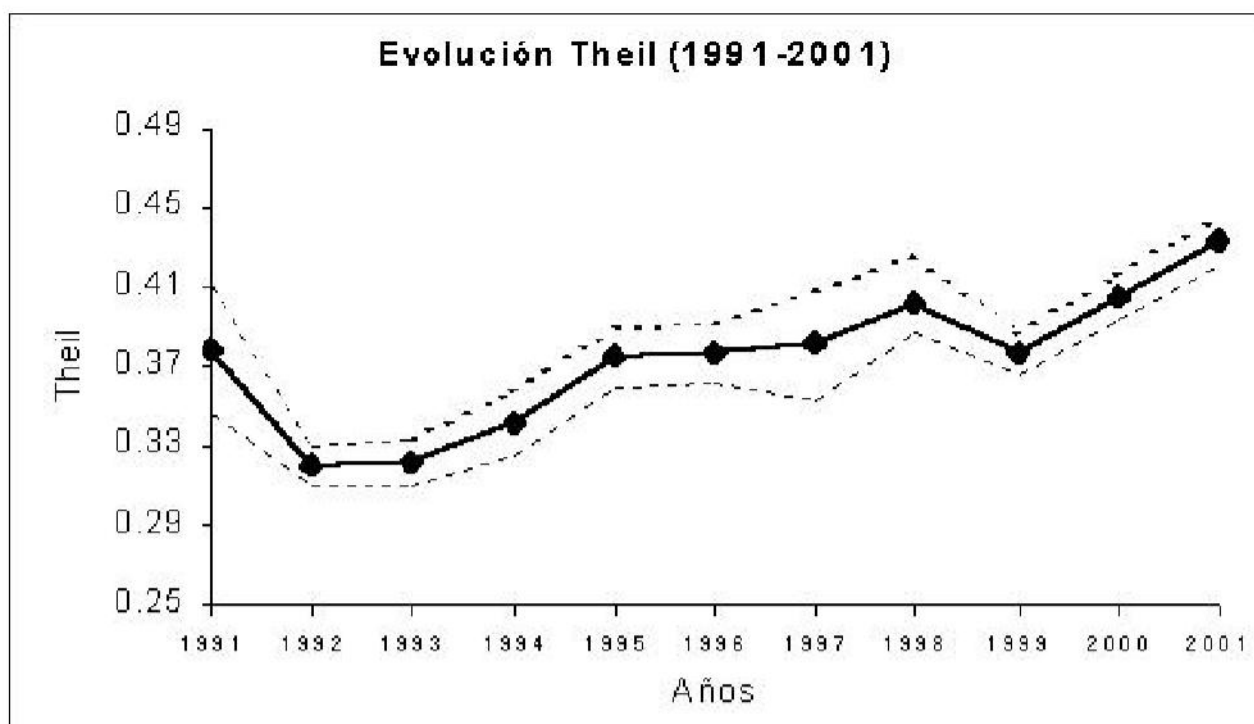


Figura 2: Densidad del logaritmo del Ingreso Familiar Equivalente. Argentina, 1992, 1998, 2001. Estimación no paramétrica.

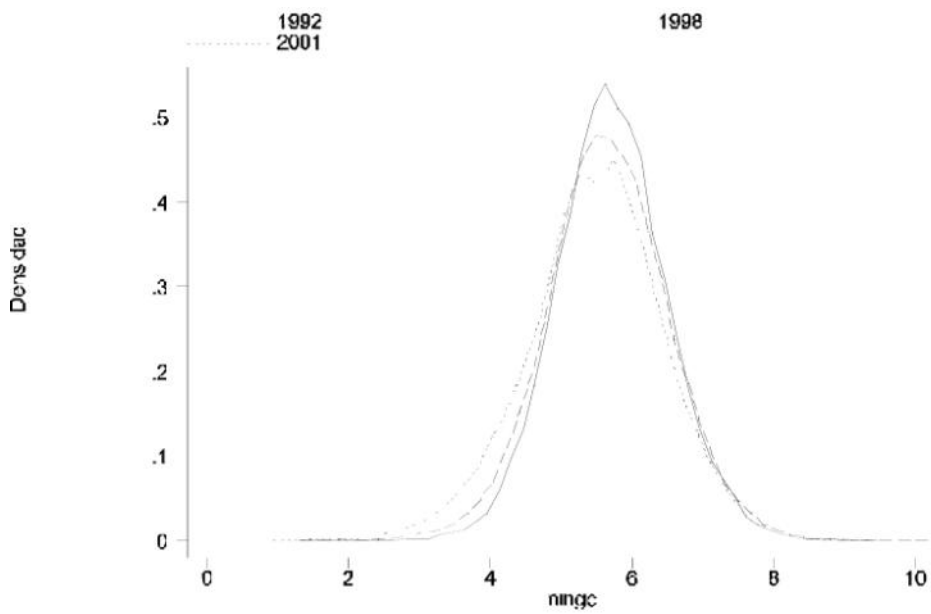


Figura 3: Evolución y Componentes del Theil del Ingreso Familiar Equivalente (1991- 2001)

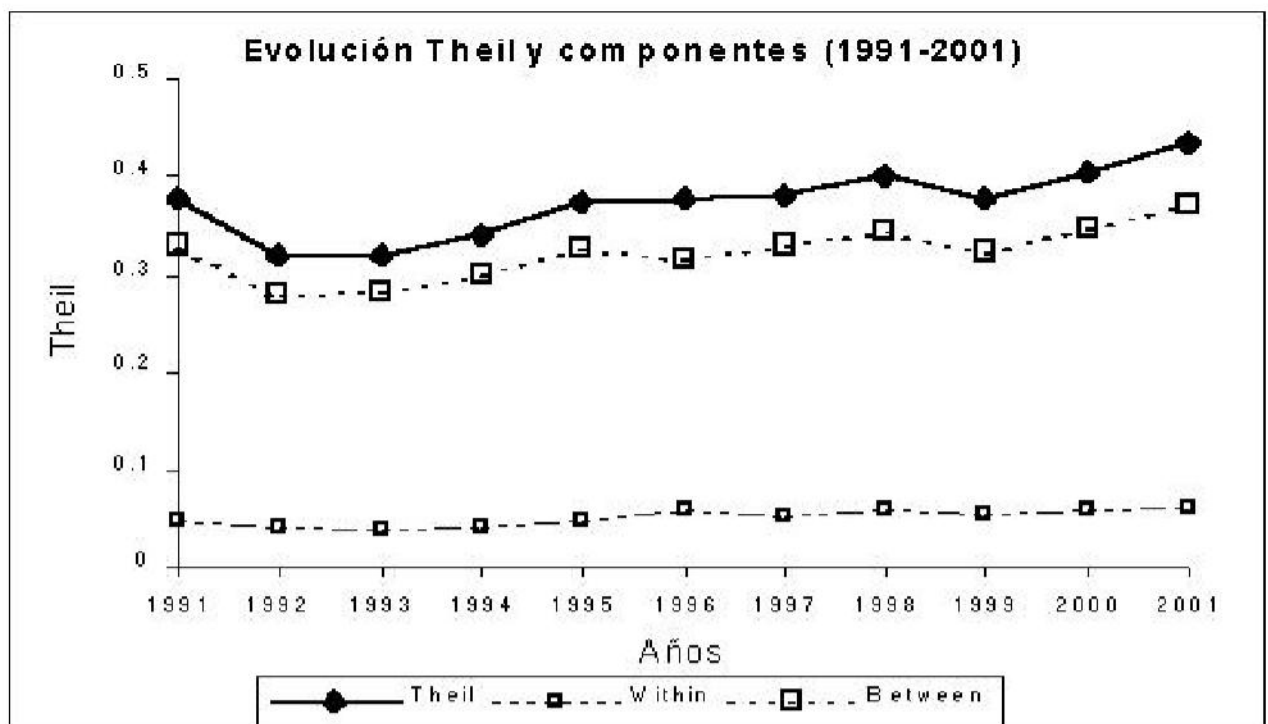


Figura 4: Evolución del Theil por aglomerado

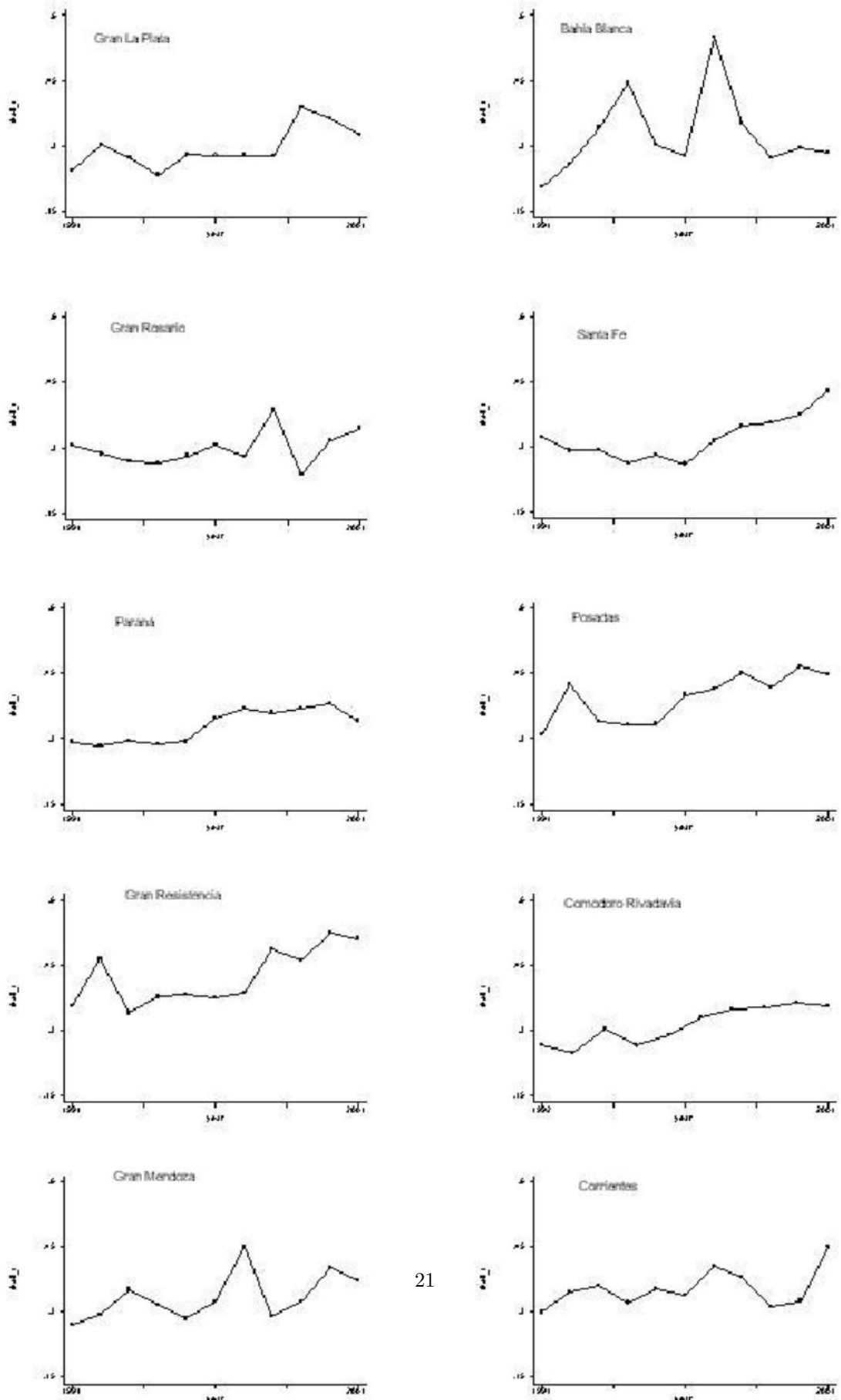


Figura 5: Evolución del Theil por aglomerado (continuación)

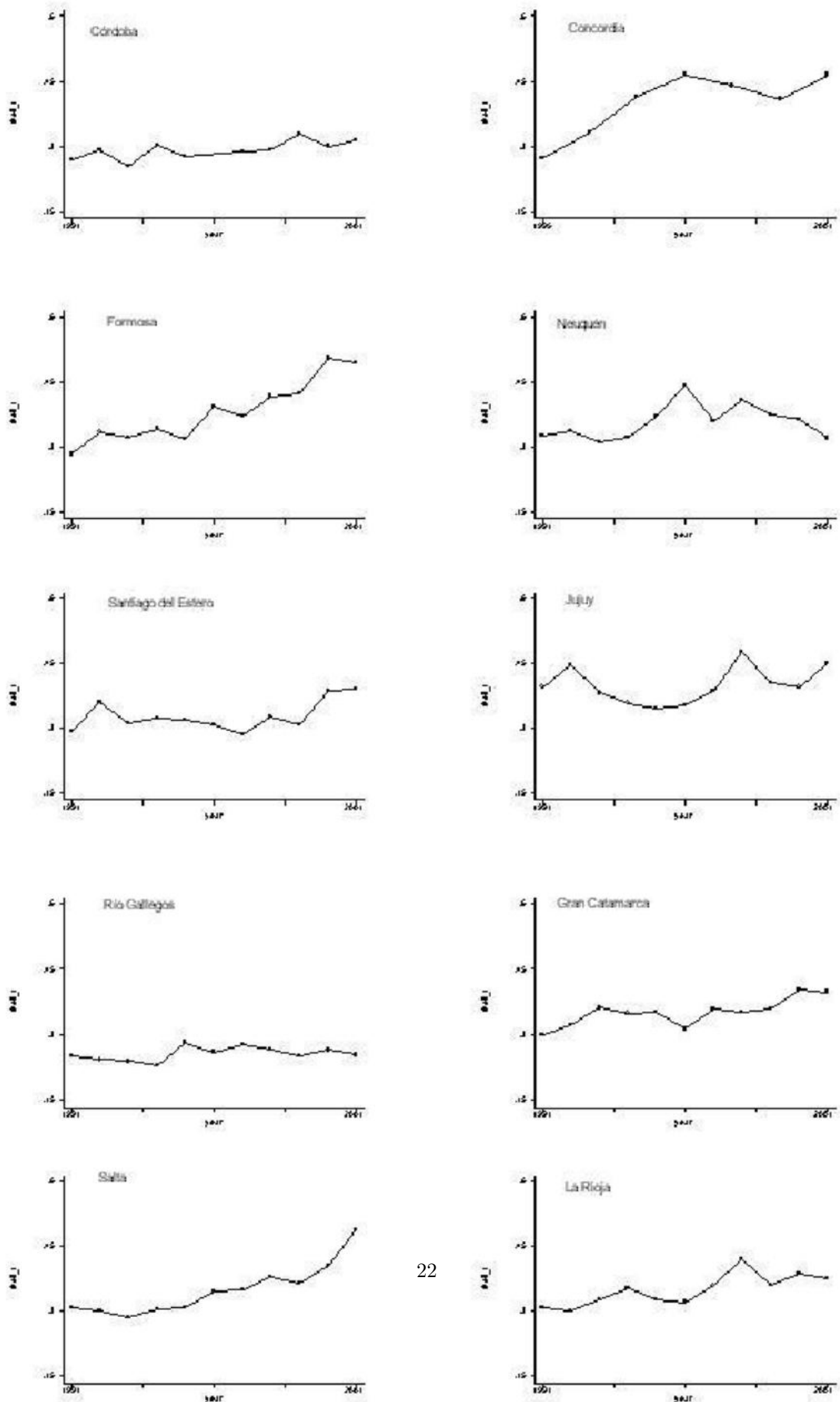
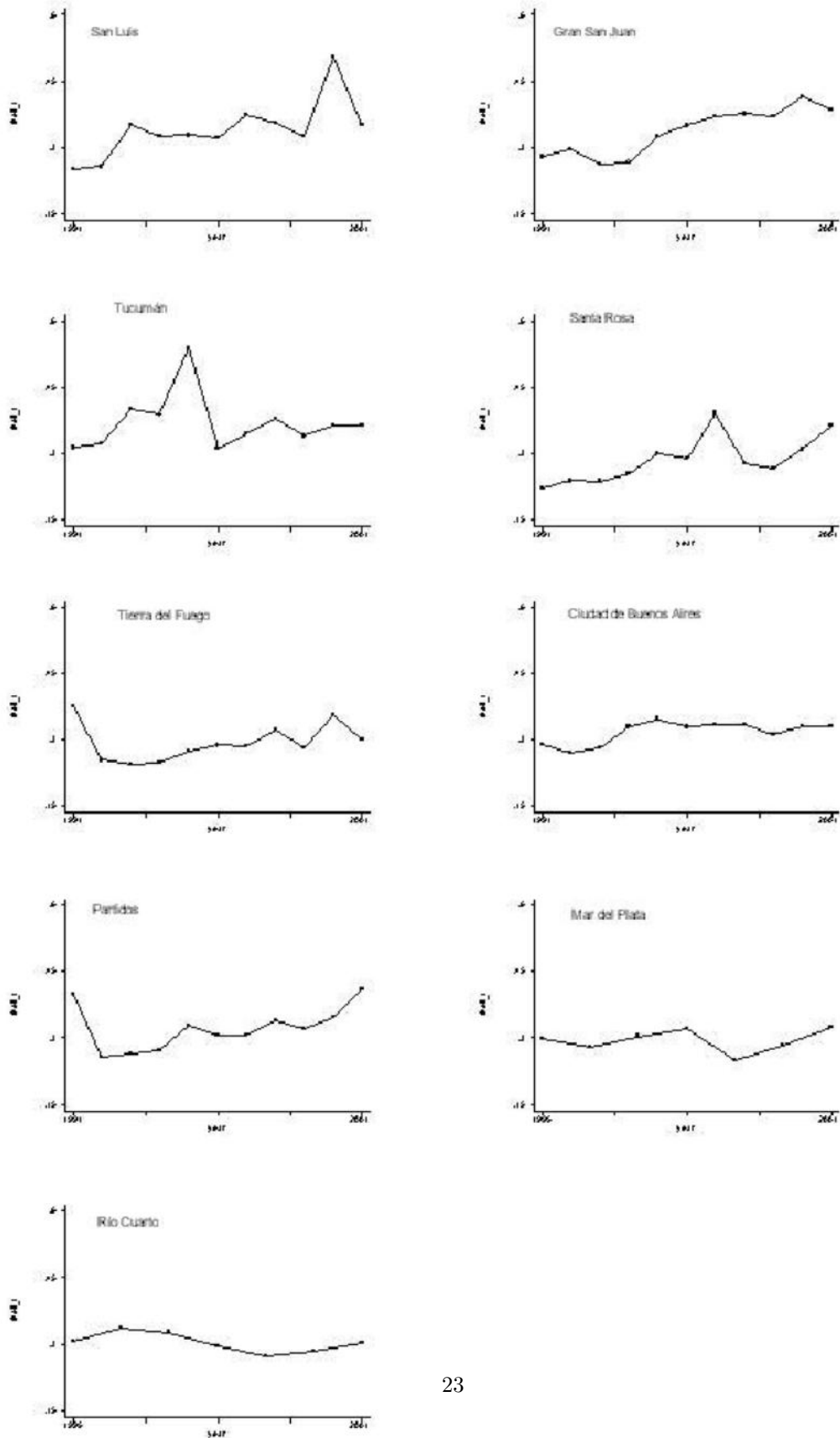


Figura 6: Evolución del Theil por aglomerado (continuación)



Cuadro 8: Resultados de la estimaciones

Modelo 1: MCO

Number of obs = 224
 F(2, 222) = 80.39
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.4323
 Root MSE = 0.0521

		Robust				
dif	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
t_1	0.0279	0.0035	7.89	0.000	0.0209	0.0348
theil_92t_1	-0.0670	0.0111	-6.04	0.000	-0.0889	-0.0451

Modelo 2: IV

Number of obs = 224
 F(2, 222) = 64.94
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.4322
 Root MSE = 0.0521

		Robust				
dif	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
t_1	0.0273	0.0078	3.49	0.001	0.0118	0.0428
theil_92t_1	-0.0653	0.0245	-2.66	0.008	-0.1137	-0.0169

Instrumented: theil_92t_1
 Instruments: t_1, theil_91t_1