

cinve

Documentos de Trabajo

La movilidad de las rentas laborales en el mercado de trabajo uruguayo: Un enfoque de pseudo-panel

Juan Marcelo Perera
cinve

Junio de 2006

cinve
Av. Uruguay 1242, C.P. 11.100
Montevideo, Uruguay

La movilidad de las rentas laborales en el mercado de trabajo uruguayo: Un enfoque de pseudo-panel

Resumen

El presente trabajo tiene como objetivo caracterizar la dinámica de las rentas laborales explotando la estructura de pseudo panel de la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay entre 1986 y 2005. Para ello se recurre a una medida de movilidad basada en la beta convergencia. El trabajo aborda la discusión de la relación entre la beta convergencia y la movilidad, derivando en una medida de la movilidad de orden: el índice de movilidad de Gini. La estrecha relación entre la movilidad y la desigualdad motiva además, la estimación de distintos índices de concentración. Los resultados confirman una escasa movilidad de las rentas observadas en un contexto de estabilidad o leve crecimiento de la desigualdad. Por otro lado, se realiza una aproximación a la movilidad de las rentas transitorias, asociada a los procesos de ajuste del mercado de trabajo. Se observan valores altos de dicha movilidad durante la década de los noventa en ocasión de las importantes transformaciones del mercado de trabajo, mientras que descende desde el comienzo de la fase recesiva donde gran parte del ajuste se realizó vía empleo.

Clasificación JEL: D30, D31, J30, C23

Palabras claves: pseudo panel, movilidad, beta convergencia, desigualdad, coeficiente de Gini

1. Introducción

Uruguay se ha caracterizado por ser una sociedad con una distribución estable de la renta a lo largo de la década de los noventa (véase por ejemplo Vigorito, 1999). La geografía, la estructura productiva, la inserción internacional y el tamaño de la economía determinan su elevada vulnerabilidad a determinados choques que explican las importantes fluctuaciones observadas en la producción y el empleo. En este contexto resulta relevante la caracterización de la dinámica de las rentas laborales. La movilidad de dichas rentas, además de estar relacionada con la igualdad de oportunidades, como veremos, da cuenta de la magnitud y naturaleza del proceso de ajuste del mercado de trabajo frente a los choques a los que está expuesta la economía.

Siguiendo a Shorrocks (1993) la movilidad refiere al desplazamiento en el orden que ocupa cada individuo en la distribución de renta al modificarse la misma con el paso del tiempo. El fenómeno es esencialmente dinámico y viene a complementar los indicadores estáticos de desigualdad. Una mayor movilidad significa una mayor equidad en la distribución de la renta para un nivel dado de desigualdad en cada período, y por lo tanto está asociada al concepto de igualdad de oportunidades. Es decir, para un nivel dado de desigualdad, una mayor movilidad incrementa la probabilidad de que un individuo altere el orden que ocupa en la distribución a lo largo del tiempo.

Más allá de esta idea, aún no existe un enfoque único acerca del concepto. Además, existe una segunda controversia referida a las consecuencias de una mayor o menor movilidad en términos de bienestar.

Veamos donde radica la primera cuestión, es decir, qué entendemos por movilidad. Por un lado, como fuera mencionado, puede entenderse como el grado en que los individuos cambian de posición en la distribución de la renta a lo largo del tiempo, concepto que, por ejemplo Gottschalk y Spolare (2002), llaman “reversión”. Sin embargo, existe un segundo enfoque que podemos llamar “independencia del origen”. Según este, el grado en que los ingresos presentes dependen de los ingresos del pasado es una medida de inmovilidad, dicho de otra manera, una sociedad es más móvil cuando más independiente sea el ingreso presente respecto a los ingresos pasados.

Para ilustrar la diferencia entre ambos conceptos veamos el siguiente ejemplo (obtenido de Gottschalk y Spolare, 2002). Supongamos una sociedad donde los individuos viven dos períodos y en cada período la mitad de las personas tienen una “renta baja” ($y^L > 0$) y la otra mitad tiene una “renta elevada” ($y^H > y^L > 0$). Llamemos $\pi(y^i, y^j)$ a la proporción de individuos que disfrutaron de una renta y^i en el primer período e y^j en el segundo período ($i, j = L, H$). Supongamos que $(1-\delta)$ es la proporción de personas que tienen la misma renta en ambos períodos, mientras que δ ($0 \leq \delta \leq 1$) es la fracción de personas que cambian de renta entre un período y otro. Con esta información tenemos la siguiente matriz de transición para los individuos de esta economía entre los dos estados o rentas (basta suponer que se verifica la ley de los grandes números y que las fracciones se pueden interpretar como probabilidades):

$$\begin{bmatrix} \pi(y^L, y^L) = 1 - \delta & \pi(y^L, y^H) = \delta \\ \pi(y^H, y^L) = \delta & \pi(y^H, y^H) = 1 - \delta \end{bmatrix} \quad (1.1)$$

No caben dudas de que esta sociedad será completamente inmóvil cuando $\delta=0$, y que la movilidad está dada para valores de δ mayores que 0. Supongamos ahora que la movilidad ($\delta>0$) tiene algún valor para esta sociedad en términos de bienestar. De acuerdo a la primera definición, diríamos que esta economía maximiza su bienestar si $\delta=1$, es decir, cuando se cumple completa reversión y por lo tanto las “ricos” se convierten en “pobres” y los “pobres” se vuelven “ricos” entre un período y otro. Sin embargo, de acuerdo a la segunda definición, el máximo bienestar se alcanza cuando $\delta=1/2$, o sea cuando se cumple la independencia del origen, lo que significa que la renta del segundo período es totalmente independiente de la original, esto es, las condiciones iniciales no importan y al comienzo del segundo período todos tienen la misma probabilidad de ser ricos o pobres.

Este sencillo esquema pone de manifiesto dos ideas distintas de la movilidad. El presente trabajo no pretende profundizar en esta cuestión, pero sí discutir cuando hagamos referencia a una medida concreta, cuál es el concepto implícito. De hecho, se discutirá el significado de la beta convergencia, relacionada a priori con el segundo concepto de movilidad¹, y se presentará una medida del grado de reversión, es decir una alternativa basada en la segunda definición.

En lo que respecta a las consecuencias de la movilidad en términos de bienestar, los desarrollos teóricos son bastante escasos. Atkinson y Bouruignon (1982) establecen una condición bajo la cual una función de bienestar social depende positivamente de la movilidad. La idea básica es la siguiente, si bien existe un grado de aversión a la desigualdad por parte de la sociedad que hace que la “reversión” cumpla un papel positivo en términos de bienestar (preferencia por un δ alto), también existe una cierta aversión a las fluctuación o variabilidad intertemporal de la renta (o consumo), lo que favorece valores bajos de la “reversión” (preferencia por un δ pequeño). La función de bienestar social, debería captar dicho *trade-off*. En el enfoque de Atkinson y Bouruignon (1982), si se cumple que $dW/d\delta>0$ (donde W es una medida de bienestar social), la completa reversión es el “mejor de los mundos”, es decir, se maximiza el bienestar cuando $\delta=1$. Gottschalk y Spolare (2002) proponen una extensión de la función de bienestar social de manera de incorporar el concepto de independencia del origen², con lo cual la maximización del bienestar puede darse con un $\delta<1$. La forma de su inclusión es, a grosso modo, mediante un parámetro de aversión al riesgo del ingreso del segundo período, por lo tanto la mayor independencia del origen está asociada a una mayor variabilidad de la renta, con lo cual la movilidad en este caso afectaría negativamente el bienestar. En lo que resta del trabajo no se volverá sobre estas cuestiones de la movilidad, es decir, nos centraremos en la aplicación de determinadas medidas con independencia de aspectos normativos o de implicancias en términos de bienestar.

Sobre la base de estos conceptos el trabajo explora la estructura dinámica de las rentas laborales en Uruguay a través del análisis de cohortes sintéticas. En primer lugar se justifica la validez de un pseudo panel para estimar una primera medida de movilidad, esto es, el coeficiente autorregresivo de primer orden o beta convergencia. En segundo lugar se discute el significado de dicha medida y se procede a la descomposición de la

¹ La convergencia absoluta extrema o completa movilidad ($\beta=0$) es aquella donde el ingreso de un período es independiente de los ingresos pasados.

² Concretamente proponen un índice de “Atkinson extendido” que permite cuantificar el impacto relativo de la reversión e independencia del origen sobre el bienestar.

misma en tres factores interpretables económicamente. El análisis de la movilidad es complementado con una visión muy panorámica de la evolución de la desigualdad de las rentas laborales en el período de análisis. Se muestra además, en qué medida el pseudo panel es capaz de captar la evolución de la desigualdad. Esto último es un aspecto no menor, ya que si el perfil temporal de la desigualdad a nivel de cohortes es capaz de aproximar razonablemente al perfil de la desigualdad con datos individuales, entonces se podrá utilizar el pseudo panel, por ejemplo, para contrastar la igualdad del coeficiente de Gini a través del tiempo. Finalmente se esboza una medida de la movilidad transitoria asociada a los proceso de ajuste en el mercado de trabajo.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: en el próximo apartado se justifica la utilización de datos de pseudo panel para la estimación de la beta movilidad. En la sección 3 se discute el verdadero alcance de la movilidad estimada mediante el coeficiente beta y se deriva a una medida de movilidad de orden o “reversión”: el índice de movilidad de Gini. En la sección 4 se discuten brevemente cuestiones muy generales acerca de la medición de la desigualdad. Al mismo tiempo que se presentan algunos resultados en relación al índice de Gini, concretamente, una forma de cálculo sencilla de su error estándar. En el apartado 5, se describe la información a utilizar y la construcción del pseudo panel. En la sección 6 se presentan los resultados y en la 7 se realizan algunos comentarios a modo de conclusión.

2. La movilidad a través del enfoque de pseudo panel: la *Beta* convergencia

Dentro de las diversas formas de medición de la movilidad (véase por ejemplo Atkinson *et al.*, 1992) el presente trabajo investiga una de las más simples, el coeficiente autorregresivo del siguiente modelo dinámico para la renta de una unidad genérica i :

$$y_{it}^* = \alpha + \beta y_{it-1}^* + v_{it} \quad (2.1)$$

Donde y_{it}^* es la renta real (no observada) de i en el momento t , y v_{it} un término de error aleatorio. La unidad suele referirse al hogar o individuo dependiendo del tipo de información disponible, y la naturaleza de los datos es necesariamente longitudinal. Si el proceso generador de los datos está dado por (2.1), entonces el parámetro β contiene toda la información sobre la dinámica de y , y particularmente sobre la movilidad, siendo una de las medidas más comunes en el análisis empírico (por ejemplo, Jarvis y Jenkins, 1998).

Si β se aproxima a la unidad, mayor será la dependencia del ingreso a los *shocks* que se suceden en el tiempo y, por tanto, menor será la convergencia entre las rentas en la población analizada. En esa situación las condiciones iniciales importan y están estrechamente correlacionadas con los ingresos contemporáneos, por lo que las condiciones exógenas al individuo prevalecen sobre la distribución a largo plazo³. Por lo tanto, un β cercano a la unidad caracteriza a una estructura inmóvil de la renta. Si por el contrario $\beta < 1$, la dependencia temporal será menor y las rentas revierten a una media común, por lo que aquellos individuos con rentas relativas elevadas en el presente experimentarán un descenso en el futuro y aquellos con rentas bajas, un aumento. El

³ Lo de “condiciones exógenas” es una simplificación excesiva, ya que si por ejemplo la desigualdad de la renta está explicada por el nivel educativo, en principio este puede depender de una decisión arbitraria del individuo.

modelo es suficientemente general como para abarcar los casos en que β sea menor a la unidad pero de signo negativo (convergencia alternada a la media) o mayor a la unidad (divergencia), aunque desde el punto de vista teórico sean situaciones poco esperables.

Si en (2.1) el coeficiente β es igual a cero y no existen efectos individuales inobservados en el término de error v_{it} , entonces estamos en un caso particular de lo que Gottschalk y Spolare (2002) llaman completa independencia del origen. De acuerdo a las consideraciones de estos autores podríamos decir que un valor socialmente óptimo de β implicaría, en última instancia, un *trade-off* entre el grado de aversión a la desigualdad, que favorecería valores bajos o cercanos a cero del parámetro β , y la aversión a la incertidumbre o imprevisión de la renta futura, que favorecería valores de β cercanos a la unidad⁴.

Una vez aceptado el contenido informativo del parámetro autorregresivo, resulta necesario discutir algunos aspectos que hacen a la consistencia del estimador de β . A continuación se presentan algunas cuestiones a tener en cuenta en la estimación en presencia de errores de medida que nos derivan a la estimación mediante un pseudo panel (el desarrollo está basado en Antman y Mckenzie, 2005). Partimos del supuesto de que las rentas se observan con un error de medida:

$$y_{it} = y_{it}^* + \varepsilon_{it} \quad (2.2)$$

Donde y es la renta efectivamente observada y ε es un error de medida. Algunos trabajos empíricos como Bound y Krueger (1991) encuentran que el error de medida no suele comportarse de acuerdo con los supuestos clásicos⁵, en particular, trabajando con datos de EEUU encuentran autocorrelación positiva y correlación negativa entre este y el verdadero valor de la renta (y^*).

Substituyendo (2.2) en (2.1) el modelo queda de la siguiente manera:

$$y_{it} = \alpha + \beta y_{it-1} + \omega_{it} \quad (2.3)$$

Donde, $\omega_{it} = v_{it} + \varepsilon_{it} - \beta \varepsilon_{it-1}$

Bajo el supuesto de que el número de observaciones de corte transversal es suficientemente grande, se demuestra fácilmente la siguiente propiedad del estimador MCO de β :

$$\beta_{MCO} \xrightarrow{P} \beta + \theta_{MCO} \quad \text{donde,}$$

$$\theta_{MCO} = \frac{E(v_{it}, y_{it-1}) + Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it-1}) + Cov(\varepsilon_{it}, y_{it-1}^*) - \beta Var(\varepsilon_{it-1}) - \beta Cov(y_{it-1}^*, \varepsilon_{it-1})}{Var(y_{it-1})}$$

⁴ Obsérvese que si $\beta=1$ entonces la variación de la renta es un proceso estacionario, mientras que si $\beta < 1$ la variación de la renta entre dos períodos es no estacionaria.

⁵ Por supuestos clásicos entendemos: $E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{it-s}) = 0 \quad \forall s \neq 0$ y $Cov(y_{it}^*, \varepsilon_{is}) = 0 \quad \forall s, t$

El término θ representa el sesgo asintótico del estimador MCO de β . Obsérvese que existen al menos 4 factores que determinan la inconsistencia del estimador. En primer lugar, la covarianza entre el *shock* sobre la renta en t y el valor de la renta observada en $t-1$. Este término es no nulo en presencia de efectos fijos o heterogeneidad individual inobservada, por lo que en última instancia es un factor de inconsistencia generalmente considerado en las estimaciones de panel. El segundo y tercer factor refieren a la autocovarianza del error de medida y la covarianza entre el error de medida y el verdadero valor de la renta, respectivamente. Estos términos, que por lo general se suponen nulos, se estiman significativos (positivo y negativo respectivamente) para datos de EEUU en Bound y Krueger (1991). El cuarto componente refiere a la varianza del error de medida; este factor de inconsistencia estaría presente aún si los errores satisfacen los supuestos clásicos, y sesga a la baja el estimador (muestra mayor movilidad que la real).

La presencia del error de medida, y su efecto sobre la estimación de la movilidad, conduce por lo general a la estimación de (2.3) mediante variables instrumentales. Antman y McKenzie (2005) analizan el sesgo derivado de esta opción. Naturalmente, la consistencia del estimador en este caso depende de las propiedades de la variable utilizada como instrumento. En particular, para garantizar la consistencia, el instrumento debe estar incorrelacionado con el error de medida y, al mismo tiempo, la variable instrumento debería presentar autocorrelación de magnitud similar a la del ingreso. De esta manera, parece fácil imaginar que la selección de un instrumento en la práctica implicará una tensión entre ambas condiciones. Por ejemplo, la variable años de educativo podría ser un instrumento adecuado desde el punto de vista de la primera condición. Sin embargo, dado que es una variable que permanece constante en el tiempo o varía muy poco, conduciría a subestimar la movilidad de la renta. Por el contrario, el consumo cumpliría adecuadamente la segunda condición, aunque seguramente estaría correlacionado con el error de medida de la renta, incumpliendo la primera condición. Finalmente los autores analizan el efecto del error de medida sobre la consistencia del estimador mediante variables instrumentales en presencia de efectos fijos, como el propuesto en Arellano (1989). Bajo algunos supuestos simplificadores muestran que la presencia del error de medida tiende a sesgar a la baja la estimación de β , sobreestimando por tanto la movilidad.

Consideremos ahora la situación en la cual se dispone de una estructura de datos de pseudo panel. El pseudo panel consiste en el seguimiento de una cohorte de individuos, nacidos en el mismo año y eventualmente del mismo sexo y nivel educativo, mediante una secuencia temporal de muestras aleatorias independientes de corte transversal. En Moffitt (1993) y Collado (1997) se discute las condiciones bajo las cuales se obtienen estimaciones consistentes de un modelo dinámico de pseudo panel. Veamos aquí porqué resulta una opción para la estimación del modelo (2.3) en presencia de errores de medición.

Si aplicamos la media por cohorte a la ecuación (2.3) tenemos la siguiente variante del modelo dinámico:

$$\bar{y}_{c(t),t} = \alpha + \beta \bar{y}_{c(t),t-1} + \bar{v}_{it} + \bar{\varepsilon}_{c(t),t} - \beta \bar{\varepsilon}_{c(t),t-1} \quad (2.4)$$

donde las variables representan la media entre los n_c individuos de la cohorte c en el momento t . Así, por ejemplo, la renta media es: $\bar{y}_{c(t),t} = 1/n_c \sum_{i=1}^{n_c} y_{i(t),t}$

Obsérvese, sin embargo, que al tratarse de datos transversales independientes se observan individuos distintos en cada año, por lo que $\bar{y}_{c(t),t-1}$, que corresponde a la renta media en $t-1$ de los individuos de la cohorte c observados en t , no se observa directamente. Esta magnitud, sin embargo, se aproxima razonablemente por $\bar{y}_{c(t-1),t-1}$, o sea, por la media de los individuos de la misma cohorte que son efectivamente observados en el momento $t-1$. Por lo tanto se obtiene el siguiente modelo:

$$\bar{y}_{c(t),t} = \alpha + \beta \bar{y}_{c(t-1),t-1} + \bar{v}_{it} + \bar{\varepsilon}_{c(t),t} - \beta \bar{\varepsilon}_{c(t),t-1} + \eta_{c(t),t} \quad (2.5)$$

Donde $\eta_{c(t),t} = \beta(\bar{y}_{c(t),t-1} - \bar{y}_{c(t-1),t-1})$

Como se muestra en McKenzie (2004), cuando el número de individuos en cada cohorte es grande, $\eta_{c(t),t}$ converge a 0, por lo que se puede ignorar dicho término. Al mismo tiempo, cuando el número de individuos en cada cohorte $n_c \rightarrow \infty$, se tiene que:

$$\bar{\varepsilon}_{c(t),t} = \frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} \varepsilon_{i(t),t} \xrightarrow{P} E(\varepsilon_{i(t),t}) = 0$$

Por lo tanto, la estimación del pseudo panel atenúa en gran medida el sesgo derivado de los errores de medida, incluso si se admite autocorrelación de dichos errores y correlación con el verdadero valor del ingreso. Basta un tamaño suficiente en cada cohorte/año para que los errores de medida no afecten la consistencia del estimador.

La utilización de un pseudo panel para la estimación de la ecuación dinámica tiene otras ventajas respecto a estimación mediante datos de panel. Los paneles disponibles para algunos países suelen presentar algunas limitaciones. En primer lugar suelen ser paneles rotativos donde los hogares o individuos permanecen un período relativamente corto en la muestra lo que limita el estudio de la movilidad a lo largo del ciclo vital. En segundo término, el abandono no aleatorio de ciertas unidades (*attrition*) puede generar un sesgo considerable en las estimaciones de la ecuación dinámica. Finalmente, en Uruguay no existen encuestas de hogares de panel y sí encuestas transversales durante un período relativamente largo de tiempo (por ejemplo 20 años), siendo por tanto la razón más poderosa para la utilización de cohortes.

El método de estimación de (2.5) dependerá de los supuestos realizados sobre $v_{i,t}$ y de la dimensión del pseudo panel. McKenzie (2004) discute esta cuestión, en particular si $v_{i,t}$ contiene efectos individuales y no presenta efectos de cohorte variables en el tiempo, se puede estimar β mediante MCO en el pseudo panel incluyendo *dummies* de cohorte. La estimación será consistente si el número de individuos por cohorte es suficientemente grande. Por lo tanto el modelo a estimar es el siguiente,

$$\bar{y}_{c(t),t} = \alpha + \beta \bar{y}_{c(t-1),t-1} + u_{it} \quad (2.6)$$

Retomando la interpretación del coeficiente β , si el mismo es menor a la unidad, significa que aquellos individuos⁶ que en $t-1$ presentan un ingreso inferior a la media, experimentarán en t un crecimiento más rápido que aquellos con ingresos por encima de la media. Esta es la conocida hipótesis de convergencia absoluta, en la medida que los ingresos convergen o reierten a una media común.

La interpretación anterior cambia sensiblemente si el término de error u_{it} incluye efectos de cohorte inobservados ($u_{it} = v_i + e_{it}$), en este caso un β menor a la unidad implica que cada cohorte revertirá a su propia media de grupo, lo que se conoce como convergencia condicional. Sin duda la convergencia o movilidad absoluta es un concepto más cercano a la idea de que la movilidad contribuye a la disminución de la desigualdad en el tiempo, mientras que la movilidad condicional, en la medida que refiere a la movilidad en torno a una media de grupo, puede asociarse más con la flexibilidad y eficiencia en el mercado de trabajo (Antman y McKenzie, 2005). Esto último, como veremos, será importante a los efectos de la interpretación de los resultados posteriores.

Lo desarrollado en los párrafos previos probablemente nos deje la idea de que la movilidad y la convergencia son conceptos intercambiables, de hecho nos hemos tomado la libertad de referirnos indistintamente a uno u otro al interpretar el coeficiente β . ¿Es esto estrictamente cierto? ¿Es la movilidad, en última instancia, la convergencia de las rentas de los individuos en el tiempo? El siguiente apartado busca aclarar ambos conceptos.

3. La descomposición de la *Beta* movilidad y el índice de movilidad de Gini

Supongamos que observamos la distribución de renta de una misma población en dos momentos del tiempo ($t=0, 1$). Si ajustáramos una regresión por MCO entre las rentas de $t=1$ y $t=0$, esto es, $y_{1i} = \alpha + \beta y_{0i} + \varepsilon_i$, y el coeficiente β resultara inferior a la unidad, diríamos que existe evidencia de convergencia. ¿Implica esto una disminución de la dispersión de las rentas entre el momento 0 y el momento 1, es decir, una disminución de la desigualdad? ¿Qué sucede con el orden de los individuos en la distribución? Para responder a ambas preguntas veamos la expresión del β por MCO:

$$\beta_{MCO} = \frac{Cov(y_0, y_1)}{Var(y_0)} = \rho_{01} \frac{\sigma_{y1}}{\sigma_{y0}} \quad (3.1)$$

Donde ρ_{01} es el coeficiente de correlación lineal de la renta en $t=0$ y $t=1$, y σ_{yt} es su desviación típica en t . Obsérvese, en primer lugar, que un beta menor a la unidad no necesariamente implica una disminución de la dispersión entre $t=0$ y $t=1$, o sea que β puede ser inferior a 1 aún cuando se haya producido un incremento de la desigualdad ($\sigma_{y1} > \sigma_{y0}$)⁷. Por lo tanto puede darse un proceso de convergencia en las rentas sin que exista una disminución de la dispersión. Dicho de otra manera, la beta convergencia no implica necesariamente sigma convergencia. Sin embargo sí se cumple el inverso, es decir la sigma convergencia implica beta convergencia.

La segunda pregunta, nos conduce a un concepto distinto de movilidad, y refiere al cambio que se produce en el orden que ocupa cada individuo en la distribución,

⁶ En este caso nos referimos a un individuo representativo de la cohorte.

⁷ Dado que ρ está entre 0 y 1 en valor absoluto.

concepto que llamaremos movilidad de orden o reversión. Así, un individuo puede movimientos ascendentes o descendentes en la distribución. El coeficiente de correlación ρ_{01} en (3.1) es el término que se relaciona con este concepto de movilidad. Nótese que cuanto más alta la correlación menor es la movilidad de orden entre $t=0$ y $t=1$. La relación con la beta convergencia queda en evidencia, un β menor a la unidad no necesariamente implica movilidad de orden.

Wodon y Yitzhaki (2001) distinguen ambos conceptos de movilidad; el primero refiere al fenómeno beta convergencia que Beenstock (2004) llama movilidad cuantitativa, en tanto se relaciona con el crecimiento relativo entre los individuos que están por encima y por debajo de la renta media. También podemos relacionar esta medida con el concepto de independencia del origen que refieren Gottschalk y Spolare (2002), en tanto un β cercano a cero significa menor dependencia de la renta presente respecto al pasado (mayor movilidad). El segundo concepto es el de movilidad de orden o reversión, entendido como el cambio en el tiempo que experimentan los individuos en el orden que ocupan en la distribución. La movilidad cuantitativa y la movilidad de orden son conceptos bien diferentes, obsérvese que puede darse una mayor movilidad cuantitativa (beta convergencia) sin que se de una movilidad de orden (reversión) y viceversa.

Resulta interesante observar ahora ambos conceptos de movilidad y su relación con la desigualdad en un contexto en el que aparezca el índice de desigualdad más difundido en la literatura, el coeficiente de Gini. Para ello definamos la variable R_{it} , como el orden que ocupa el individuo i en la distribución de la renta en el momento t ⁸. Planteemos nuevamente la ecuación dinámica de la renta suponiendo dos momentos en el tiempo ($t=0, 1$) donde en lugar de estimar β por MCO lo estimamos mediante variables instrumentales (VI), siendo R_{i0} el instrumento de y_{i0} ⁹. Wodon y Yitzhaki (2001) muestran que el coeficiente β así estimado puede expresarse de la siguiente manera¹⁰:

$$\beta_{VI} = \frac{Cov(y_1, R_0)}{Cov(y_0, R_0)} = \Gamma_{01} \frac{G_1 \bar{y}_1}{G_0 \bar{y}_0} \quad (3.2)$$

Donde G_t es el índice de Gini en t , \bar{y}_t es el ingreso medio en t y $\Gamma_{01} = \frac{Cov(y_1, R_0)}{Cov(y_1, R_1)}$.

La descomposición del β_{VI} (al que llamaremos alternativamente beta Gini) tiene componentes análogos a la descomposición (3.1). Antes de comentar el factor Γ_{01} , obsérvese que el cociente entre el Gini de $t=1$ y el Gini de $t=0$, es un indicador de convergencia en desigualdad (análogo a la sigma convergencia) que llamaremos

⁸ Estrictamente la variable de orden R , es la proporción acumulada de observaciones si los individuos están ordenados en forma creciente respecto a y_i (P_i) multiplicada por N : $P_i = R_i/N$.

⁹ Nótese que por definición la correlación entre R_{it} e y_{it} debería ser elevada a la vez que parece razonable esperar que el error de medida en R_{it} sea menor que en y_{it} , resultando por tanto un instrumento adecuado.

¹⁰ La expresión se deduce fácilmente teniendo en cuenta los siguientes dos resultados: (a) el estimador mediante variables instrumentales de β de una regresión simple donde Y es la variable dependiente, X la variable explicativa y Z el instrumento es: $\beta_{VI} = \frac{Cov(Y, Z)}{Cov(X, Z)}$. (b) $GINI = \frac{2Cov(y, R)}{N\bar{y}}$. Por lo tanto, si la ecuación

$y_{i1} = \alpha + \beta y_{i0} + u_{i1}$ se estima mediante el instrumento R , entonces por (a) se tiene que: $\beta_{VI} = \frac{Cov(y_{i1}, R_0)}{Cov(y_0, R_0)}$.

Multiplicando y dividiendo por $\frac{Cov(y_{i1}, R_1) \bar{y}_1}{\bar{y}_0}$, luego reordenando teniendo en cuenta (b) y la expresión de Γ_{01} , se obtiene (3.2).

convergencia de Gini. Adicionalmente aparece un tercer factor que mide el crecimiento medio de la renta entre ambos períodos.

El factor Γ_{01} es el llamado coeficiente de correlación de Gini¹¹ (Schechtman y Yitzhaki, 1987), hace las veces de ρ_{01} en (3.1) y nos da una medida de la inmovilidad de orden. Este coeficiente varía entre 1 y -1; cuando $\Gamma_{01}=1$ existe completa inmovilidad, es decir, los individuos mantienen el mismo orden: $R_{i1} = R_{i0}$ para todo i . Por otro lado, cuando $\Gamma_{01}=-1$ la movilidad es tal que los individuos invierten su posición en la distribución, es decir, $R_{i0}=N- R_{i1}$ (donde N es el tamaño de la población). Finalmente, cuando $\Gamma_{01}=0$ existe perfecta movilidad, ya que el orden que ocupa el individuo en $t=0$ es independiente del orden que ocupa en $t=1$.

La expresión (3.2) muestra que la beta convergencia o movilidad cuantitativa coincide con la movilidad de orden siempre que la desigualdad y la renta media permanezcan constantes. No obstante, ambas medidas difieren siempre que existe convergencia o divergencia de Gini y crecimiento o caída de la renta media.

3.1 El índice de movilidad de Gini

El coeficiente de correlación de Gini no es independiente del período de base elegido, es decir, no cumple la propiedad de simetría, esto es, $\Gamma_{01} \neq \Gamma_{10}$, salvo que las distribuciones marginales de y_0 e y_1 sean similares. Wodon y Yitzhaki (2001) proponen un índice de movilidad basado en el coeficiente de correlación de Gini que busca corregir esta propiedad indeseable de Γ . Se trata de un índice de movilidad de orden definido como la suma ponderada de Γ_{01} y Γ_{10} , donde el ponderador es el índice de Gini en $t=0$ y $t=1$ respectivamente:

$$S = \frac{(1-\Gamma_{01})G_0 + (1-\Gamma_{10})G_1}{G_0 + G_1} \quad (3.3)$$

El índice de movilidad de Gini así definido tiene un rango de variación de 0 a 2. Si el orden de los individuos en la distribución no cambia entonces $S=0$. Si el orden en $t=0$ es independiente del orden en $t=1$, entonces existe completa movilidad y $S=1$. Puede darse el caso de perfecta movilidad inversa o completa reversión, donde por ejemplo, el individuo que en $t=0$ ocupa el último lugar, en $t=1$, ocupa el primer lugar en la distribución, en este caso $S=2$.

Según lo señala Beenstock (2004) el índice de movilidad de Gini es superior en varios aspectos al análisis de la movilidad mediante matrices de transición, por ejemplo, interdecílicas. En primer lugar es sensible a la movilidad al interior de los deciles y por tanto no depende de la definición arbitraria de los percentiles a considerar en la matriz de transición. En segundo término, S implícitamente utiliza no sólo la información sobre la (in)movilidad dada por la diagonal principal de la matriz, sino que además tiene implícita una ponderación de la información fuera de la diagonal principal. Finalmente, S no depende de la escala arbitraria de medida de la renta.

¹¹ Estrictamente es el coeficiente de correlación de Gini hacia atrás, para diferenciarlo del Γ_{10} que no necesariamente coincide con el anterior y es el coeficiente de correlación hacia delante. La propiedad de simetría de Γ (la que verifica siempre el coeficiente de Pearson) sólo se cumple bajo determinadas condiciones.

4. La evolución de la desigualdad y contrastes sobre el coeficiente de Gini

En el apartado anterior quedó de manifiesto la relación entre la movilidad y la desigualdad, en concreto se mostró la relación entre la beta convergencia o movilidad cuantitativa y la convergencia de Gini. Por otro lado es un objetivo adicional del presente trabajo, mostrar un panorama general de la evolución de la desigualdad de las rentas laborales en el Uruguay con una perspectiva de largo plazo.

Para realizar comparaciones de desigualdad es necesario establecer criterios de ordenamiento de las distribuciones. Este cometido no ofrece dificultades cuando es aplicable el principio de dominación de Lorenz. No obstante, cuando este principio no es aplicable, es decir cuando las curvas de Lorenz se cruzan entre sí, y se debe recurrir, por ejemplo, a las medidas de desigualdad, la tarea aparentemente sencilla se vuelve compleja y discutible. Una alternativa es la utilización de distintas medidas de desigualdad, en tanto cada una de ellas considera ciertos aspectos particulares de la distribución. Dado que el orden que establece una medida de desigualdad sobre un conjunto de distribuciones es altamente dependiente de las características de la distribución, Foster y Sen (1997) establecen que el ordenamiento de distribuciones debe ser el resultado de la concordancia de ordenamientos de distintas medidas de desigualdad. Si se cumpliera la dominación de Lorenz entonces todas las medidas deberían coincidir en el orden establecido. El índice de Gini, como algunos de los índices de entropía, satisface esta propiedad.

Por lo general, y desde un enfoque axiomático, en la elección de un índice se exige el cumplimiento de determinadas propiedades. Por ejemplo, el principio de transferencia débil y fuerte, la independencia del tamaño de la población y del ingreso medio, y la descomposición por subgrupos. Los índices que se presentan en este trabajo son los índices de Theil (entropía 0 y 1), el coeficiente de variación al cuadrado y el coeficiente de Gini. Todos estos índices satisfacen el criterio de transferencia de Pigou-Dalton, el principio de la población de Dalton, la simetría y la invarianza frente a cambios de escala, aunque sólo los índices de Theil y el cuadrado del coeficiente de variación admiten la descomposición por subgrupos. Como se verá, en general las medidas utilizadas conducen a una lectura similar respecto a la evolución de la desigualdad de las rentas en el mercado de trabajo uruguayo¹².

4.1 Una forma de cálculo del error estándar del coeficiente de Gini

En la práctica, las medidas de desigualdad suelen ser reportadas como simples índices sin tener en cuenta la medida del error o incertidumbre del estadístico. En particular, el índice más difundido en el análisis de la desigualdad, el coeficiente de Gini, raras veces se reporta con una medida de su error estándar. Una de las razones en este caso es la compleja implementación de fórmulas propuestas en la literatura (véase los trabajos citados en Ogwang, 2000).

Partamos de la propuesta de Ogwang (2000), quien muestra que el índice de Gini puede calcularse mediante la siguiente fórmula:

¹² En el anexo A.3 se presentan las fórmulas de los respectivos índices.

$$G = \frac{2\widehat{\delta}}{N} - \frac{1+N}{N} \quad (4.1)$$

donde $\widehat{\delta}$ es el estimador por mínimos cuadrados ponderados de δ en la siguiente regresión:

$$R_i = \delta + \xi_i \quad (4.2)$$

donde R_i es el orden del individuo en la distribución y ξ_i es un error aleatorio heteroscedástico con $Var(\xi_i) = \sigma^2 / y_i$, y N es el número de individuos.

Alternativamente el coeficiente δ puede obtenerse directamente mediante el estimador por MCO de la siguiente regresión, que es simplemente una transformación apropiada de la ecuación (4.2) a tales efectos:

$$R_i \sqrt{y_i} = \delta \sqrt{y_i} + \mathcal{G}_i \quad \text{donde} \quad \mathcal{G}_i = \sqrt{y_i} \xi_i \quad (4.3)$$

El resultado es interesante en términos de la incertidumbre implícita en la estimación del coeficiente de Gini, de hecho, aplicando varianza a la expresión (4.1) tenemos una medida de la varianza del índice:

$$Var(G) = \frac{4Var(\widehat{\delta})}{N^2} \quad (4.4)$$

Donde $Var(\widehat{\delta})$ es el estimador MCO de la varianza del parámetro δ en la ecuación (4.3). El resultado anterior además de ofrecer una sencilla forma de cálculo de los intervalos de confianza para el coeficiente de Gini, ofrece la posibilidad de contrastar diversas hipótesis de interés en el análisis de la desigualdad. Por ejemplo, permite contrastar la hipótesis de igualdad del índice de Gini entre diferentes años, simplemente estimando un sistema de ecuaciones (mediante el método SURE¹³), donde cada ecuación es del tipo (4.3) para cada año, y contrastando luego la igualdad de los coeficientes entre ecuaciones¹⁴ (Giles, 2002).

En el presente trabajo se utilizará este resultado para estimar el error estándar del coeficiente de Gini de las rentas laborales calculado en base a datos individuales y en base a datos de cohortes. En este último caso, sobre una submuestra de cohortes, aquellas que permanecen durante todo el período en la muestra, se estiman los Gini's mediante un sistema de ecuaciones (SURE) y se procede al contraste de igualdad de los índices entre años.

5. Los datos y la construcción del pseudo panel

La fuente de información utilizada es la Encuesta Continua de Hogares (ECH) elaborada por el Instituto Nacional de Estadística de Uruguay (INE). En ella se relevan un conjunto de características socioeconómicas y demográficas de los hogares y sus

¹³ *Seemingly Unrelated Estimation*.

¹⁴ Debe tenerse en cuenta que en ese caso todos los individuos deben ser observados en todos los años. También se puede analizar la significación del cambio en el Gini ante la exclusión de observaciones en la muestra. Giles (2002) plantea un ejemplo de ambos tipos de hipótesis.

miembros residentes en las zonas urbanas del país. Uno de los cometidos de la ECH es el seguimiento del mercado de trabajo en cuanto a la situación de actividad e ingresos de los individuos. La información permite una importante desagregación de los ingresos de cada individuo y en particular las rentas laborales, las cuales se dividen en diferentes conceptos distinguiendo las derivadas de la ocupación principal y otras ocupaciones secundarias. Existe evidencia de que la ECH ofrece una buena estimación de las ganancias por concepto de trabajo y beneficios jubilatorios aunque no así de las rentas por otros conceptos, como dividendos, intereses y otras rentas del capital, de las cuales se tendría un nivel de captación mucho menor (véase por ejemplo Grosskoff, 1992; Mendive y Fuentes, 1996).

En el presente trabajo se dispone de la ECH para los últimos 20 años, siendo cada ECH anual una muestra de corte transversal independiente de las restantes. Esta encuesta comprende aproximadamente unas 60 mil personas al año (20 mil hogares), de las cuales un promedio de 18.700 tienen entre 21 y 62 años, están ocupadas y gozaron de un ingreso por su actividad laboral en el mes anterior a la encuesta.

Con el objetivo de construir el pseudo panel para el seguimiento de las cohortes entre 1986 y 2005, se definieron las cohortes sintéticas a partir de grupos de edad de 5 años según sexo y nivel educativo. La decisión de agrupar edades se justifica en la necesidad de disponer de una cantidad suficiente de individuos dentro de cada cohorte/año. Criterio similar se utiliza por ejemplo en Atman *et al.* (2005) para el caso de México y en Bucheli *et al.* (2000) para Uruguay en un estudio basado en cohortes. Por lo tanto se agruparon las personas que en 1986 tenían entre 6 y 60 años cumplidos en 11 cohortes de nacimiento cuyas edades por convención corresponden al punto medio de cada intervalo. Luego, cada una de estas cohortes quinquenales nacidas entre 1928 y 1978 se subdividieron según sexo y tres niveles educativos. Los niveles educativos comprenden educación primaria, media y superior¹⁵, siendo asignado a cada individuo el nivel máximo alcanzado siempre que haya completado al menos un año en dicho nivel. Luego cada cohorte se incluye en el panel entre los 23 y 60 años de vida¹⁶ en el período 1986 a 2005. De manera que sólo algunas cohortes permanecen los 20 años en el panel, mientras que otras, las más jóvenes, ingresan más tarde, y las más viejas salen antes de finalizar el período. En el cuadro A.1 del anexo se presenta el número de casos observados en cada cohorte por año.

La elección del ancho de los intervalos en la definición de las cohortes de nacimiento implica una tensión entre el número de observaciones por cohorte, que será mayor cuanto más amplios sean los intervalos, y la homogeneidad de los individuos que la componen, que será mayor cuando más estrechos se definan estos intervalos. En segundo lugar, es discutible la consideración del nivel educativo en la definición de las cohortes sintéticas. Esto se debe al hecho de que el nivel educativo de los individuos puede cambiar de un período a otro lo que invalida la definición de cohorte. Por lo tanto se asume que un individuo, por ejemplo, con educación media de una determinada cohorte de nacimiento y sexo será representado adecuadamente por los personas con educación media de la misma cohorte de nacimiento y sexo unos años después. Una forma de controlar al menos parcialmente este sesgo es mediante la selección de las

¹⁵ El nivel primario incluye a los individuos sin ninguna educación. El nivel medio comprende, además de la educación secundaria, la educación técnica y militar. El nivel superior incluye tanto universidad como magisterio y profesorado.

¹⁶ O sea, los individuos entre 21 y 62 años.

edades a incluir en el análisis. Cuanto menores sean las edades consideradas, mayor es la probabilidad de incluir en las cohortes personas que aún asisten al sistema educativo y que en el transcurso de los años accedan a otros niveles de educación. En este caso se incluyen en el pseudo panel las personas a partir de los 21 años, con lo cual el sesgo estaría dado fundamentalmente por jóvenes que teniendo al menos esa edad y nivel educativo medio, puedan acceder finalmente a educación superior. La cantidad de personas con esas edades, y que declaran asistir al sistema educativo de nivel medio, es menor en nuestro caso, motivo por el cual se consideró esa edad como límite inferior del intervalo de edades a considerar¹⁷. Finalmente, la decisión de excluir a las cohortes luego de los 60 años (58-62 años) está vinculada al hecho de que a partir de esta edad aumenta la probabilidad de que la evolución de los ingresos de la cohortes esté sesgada por el retiro de los individuos de la actividad¹⁸.

El número de cohortes oscila entre 42 y 48 en cada año, totalizando 912 unidades cohorte/año entre 1986 y 2005. La cantidad media de personas por cohorte/año es 400, con un mínimo de 37¹⁹ y un máximo de 1.285. La proporción de cohortes-año con menos de 100 observaciones del 4,7%.

Las rentas consideradas son las provenientes de todas las ocupaciones evaluadas en términos reales²⁰. Todas las estimaciones se realizan tanto para los ingresos mensuales como para los ingresos por hora.

6. Los resultados

En primer lugar se mostrará la evolución de algunos índices de desigualdad de los ingresos laborales entre 1986 y 2005. Luego sobre la base del pseudo panel, se estimará el índice de Gini, lo que dará un panorama general de la desigualdad calculada ya no sobre individuos sino sobre cohortes. La comparación del coeficiente de Gini calculado con datos individuales y el calculado mediante cohortes nos permitirá tener una idea de en qué medida el pseudo panel es capaz de recoger la evolución de la desigualdad constatada en la población. Los índices de Gini se reportan con sus respectivos intervalos de confianza de acuerdo al desarrollo de la sección 4. Luego, de acuerdo a lo presentado en la sección 4 se realiza un contraste de igualdad del coeficiente de Gini entre los distintos años. A continuación se procede a la estimación de la ecuación dinámica con el pseudo panel y en particular a la estimación del grado de movilidad cuantitativa de las rentas laborales. Posteriormente se descompone el parámetro β en línea con la discusión de la sección 3 y se obtiene el índice de movilidad de Gini, al mismo tiempo que se define una medida de renta transitoria y se calcula su movilidad.

¹⁷ Obsérvese que no basta con que la persona asista actualmente al nivel medio de educación, sino que además pretenda acceder luego a la educación superior. Nótese que la probabilidad de esta situación debería ser baja dado su rezago escolar en la educación media (el egreso de la educación media debería ser a los 17-18 años)

¹⁸ En Uruguay el límite de la edad de jubilación fue de 55 años para las mujeres y 60 para los hombres hasta 1995 momento en el cual la reforma del sistema incluyó un aumento de la edad de retiro hasta los 60 años en las mujeres y 65 en los hombres.

¹⁹ Mujeres nacidas en 1928 con nivel educativo superior

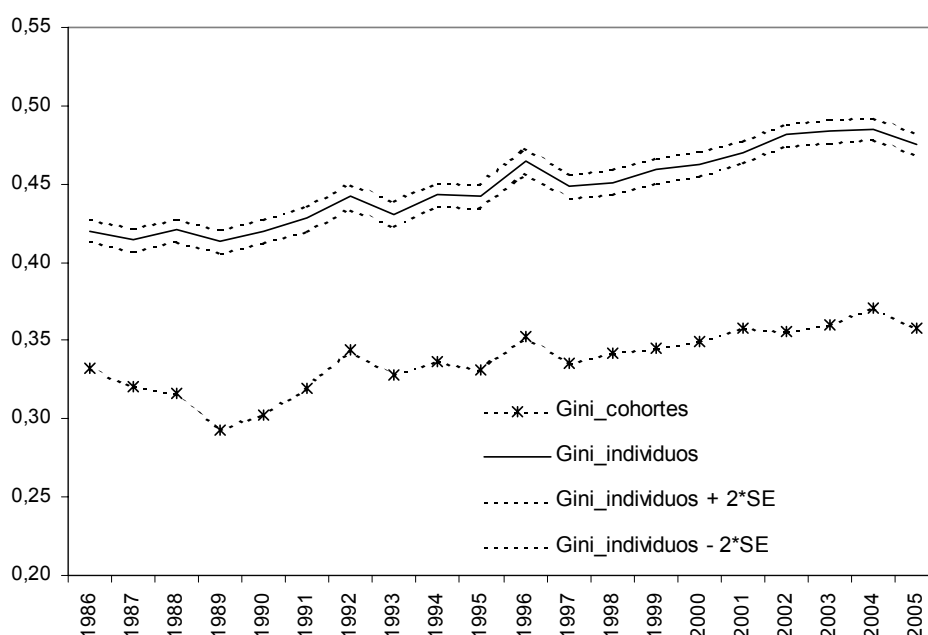
²⁰ Deflactadas por IPC base marzo de 1997.

6.1 La evolución de la desigualdad de los ingresos laborales

En el gráfico A.1 del anexo se presenta la evolución de los índices de desigualdad para la renta mensual y renta por hora. Se observa una leve tendencia al alza a largo plazo. Por ejemplo, el Gini del ingreso por hora, cuyo valor es 0,412 en 1986, asciende a 0,445 en 2005. Es posible identificar un primer período, hasta comienzos de los '90, donde las medidas permanecen prácticamente estables e incluso el Gini y el Theil0 muestran un pequeño descenso. Luego, durante los '90, los índices muestran una tendencia creciente, sobretudo en la primera mitad. El Gini (y en menor medida el Theil0) presenta un período de cierta estabilidad entre 1997 y 2000. La tendencia creciente continúa al comienzo de la presente década, coincidiendo con la fase recesiva, y se prolonga hasta el comienzo de la recuperación económica en 2003-2004. Finalmente en 2005, el último año de la muestra, todos los índices coinciden en mostrar un descenso de la desigualdad. Esto último coincide con la recuperación del salario real de la economía.

En el siguiente gráfico se presenta el índice de Gini con el intervalo de confianza calculado a partir de la regresión (4.3). El error estándar promedio del coeficiente de Gini entre 1986 y 2005 se calcula en aproximadamente 0,0038. Conjuntamente se presenta el Gini calculado en el pseudo panel, es decir considerando en cada año, ya no los datos individuales (aprox. 18.500 obs. por año), sino las rentas medias por cohorte (entre 42 y 48 obs. por año).

Gráfico 6.1: Coeficiente de Gini con datos individuales, intervalo de confianza al 95% (método de regresión Olgwang, 2000) y Gini con datos de cohortes. Rentas laborales mensuales. Uruguay, ECH 1985-2005.

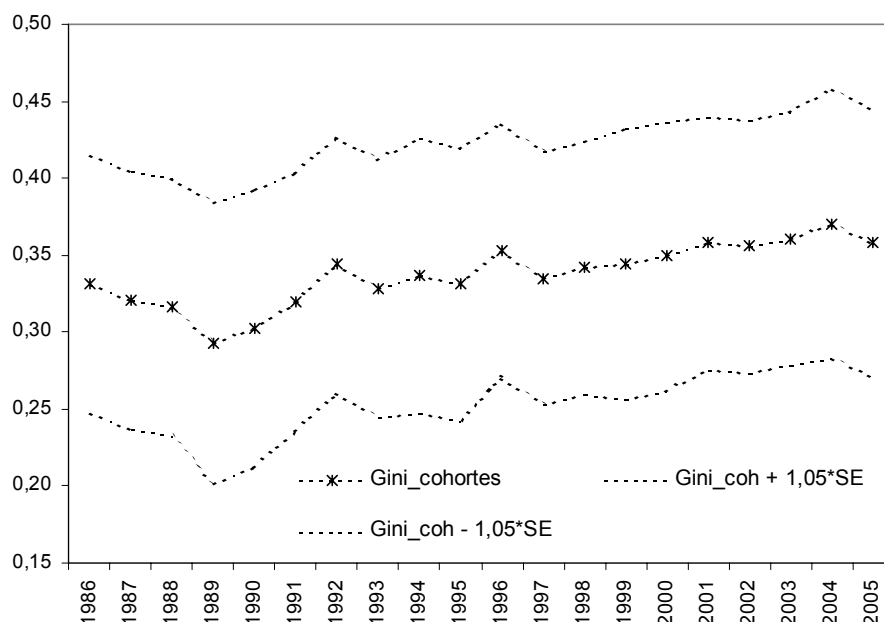


Naturalmente la desigualdad medida en el pseudo panel es siempre menor, dado que se está eliminando la dispersión al interior de cada cohorte. No obstante, es destacable el hecho de que la desigualdad calculada mediante cohortes muestra un patrón temporal muy similar al Gini calculado con los datos individuales. Esto significa que, en gran medida, la evolución de la desigualdad está determinada por las variables que definen las cohortes, fundamentalmente el nivel educativo. La principal diferencia en la

evolución de los Gini se aprecia en los '80, donde el Gini del pseudo panel muestra una leve caída a pesar de que la desigualdad con datos individuales se muestra estable.

En el gráfico 6.2 se vuelve a presentar el Gini del pseudo panel con su intervalo de confianza al 70%. Obviamente los grados de libertad de esta estimación hacen que el error estándar crezca sensiblemente respecto a la estimación con datos individuales, tomando un valor igual a 0,08 aproximadamente en todo el período.

Gráfico 6.2: Coeficiente de Gini de las rentas medias por cohortes e intervalo de confianza al 70% (método de regresión Olgwang, 2000). Rentas laborales mensuales. Uruguay, ECH 1985-2005.



6.1.1 Contrastes sobre el índice de Gini

En el presenta apartado, siguiendo a Giles (2002), se procederá a realizar un contraste de igualdad de los coeficientes de Gini para el conjunto de los años considerados en el análisis. Como se comentara en la sección 4, esto se realiza estimado mediante el método SURE un sistema de ecuaciones, donde cada ecuación es del tipo (4.3) para cada año, y donde las unidades son las cohortes:

$$\begin{cases} R_{1990,i} \sqrt{y_{1990,i}} = \delta_{1990} \sqrt{y_{1990,i}} + \mathcal{G}_{1990,i} \\ R_{1991,i} \sqrt{y_{1991,i}} = \delta_{1991} \sqrt{y_{1991,i}} + \mathcal{G}_{1991,i} \\ \dots \\ R_{2005,i} \sqrt{y_{2005,i}} = \delta_{2005} \sqrt{y_{2005,i}} + \mathcal{G}_{2005,i} \end{cases} \quad (6.1)$$

Como se puede observar en (6.1) se excluyen los años anteriores a 1990; esto se debe al hecho comentado anteriormente de que la desigualdad calculada mediante el pseudo panel recoge razonablemente bien la tendencia de la desigualdad calculada con datos individuales salvo en los primeros años de la muestra (véase gráfico 6.1). Dado que la estimación requiere que sean las mismas unidades (i) en cada ecuación, se consideraron

solamente las cohortes que permanecen durante todo el período 1990-2005, es decir las cohortes nacidas entre 1948 y 1963²¹. El análisis de la igualdad del coeficiente de GINI entre dos años cualesquiera se reduce al contraste de la siguiente hipótesis en el marco de la estimación del sistema (6.1):

$$H_0) \delta_{t_1} = \delta_{t_2} \quad t_1 \neq t_2, \quad t_1, t_2 = 1990, 1991, \dots, 2005$$

En los cuadros A.2 y A.3 del anexo se reportan los valores en probabilidad de los contrastes de igualdad entre pares de años para la renta mensual y renta por hora respectivamente. El resultado es bastante claro, no se rechaza la hipótesis de igualdad en el coeficiente de Gini en todo el período, a pesar de observarse una leve tendencia creciente de la desigualdad.

Este resultado debe tomarse con precaución en la medida que consiste en un contraste de la desigualdad a partir de datos de cohortes y no de individuos. En segundo lugar, aún cuando las cohortes reflejaran correctamente la evolución de la desigualdad en la población, por razones de estimación se considera únicamente una submuestra de las mismas (aquellas que permanece durante todo el período) que no necesariamente reflejan la tendencia de la desigualdad total. Finalmente el resultado puede interpretarse de la siguiente manera: la medida de error de la desigualdad estimada mediante la submuestra de cohortes hace no significativa las diferencias de desigualdad observadas a lo largo del período.

6.2 La estimación de la ecuación dinámica

De acuerdo a lo discutido en el apartado 2 se procedió a la estimación del modelo dinámico para la renta laboral. Se estimaron tres especificaciones, la primera corresponde a la ecuación (2.6), la segunda incluye la edad de la cohorte y su cuadrado²² procurando recoger el efecto del ciclo de vida, y finalmente la tercera especificación incluye *dummies* temporales.

El problema en cuanto a la estimación se presenta en los siguientes términos. La primera cuestión refiere al término de error u_{it} de la ecuación (2.6); en caso de que este incluya efectos individuales, o sea si $u_{it} = v_i + e_{it}$, entonces si se cumple $E(v_i/y_i) = 0$ la estimación mediante efectos aleatorios o mediante efectos fijos debería conducir a resultados similares²³. Si dicha condición no se cumple, o sea $E(v_i/y_i) \neq 0$, la estimación mediante efectos aleatorios conduce a estimadores inconsistentes. El segundo aspecto se relaciona con la endogeneidad; en un modelo AR(1) es evidente que la variable del lado derecho es endógena por definición. Es decir, el valor presente de y está correlacionado con los errores idiosincrásicos contemporáneos y pasados (e_{it} , $s=t, t-1, \dots$). En este caso la estimación con datos de panel mediante efectos fijos (o en primeras diferencias) conduciría a estimadores sesgados e inconsistentes. No obstante, Hsiao (1986) analiza

²¹ Por lo tanto el número de unidades por año es $n=24$; el número de ecuaciones $T=16$; el número total de observaciones $N=n \times T=384$.

²² Tener en cuenta que la edad de la cohorte se define como el punto medio del intervalo de las cinco edades que la definen en cada año.

²³ El contraste de Hausman permite tomar una decisión en este sentido, aunque el test es válido con regresores exógenos.

dicho sesgo bajo un modelo AR(1) y muestra que el sesgo del estimador de efectos fijos disminuye al aumentar T ²⁴.

Lo esperable en nuestro caso es un sesgo menor en el estimador con efectos fijos dada la longitud del pseudo panel ($T=20$). Una opción alternativa en presencia de efectos fijos y variable dependiente rezagada es la propuesta en Arellano y Bond (1991), que consiste en la utilización del Método Generalizado de Momentos (GMM) seleccionado adecuadamente los propios rezagos de la variable endógena como instrumentos de Δy_{t-1} ²⁵.

Además de los aspectos econométricos, la consideración o no de la heterogeneidad individual inobservada tiene consecuencias en cuanto a la interpretación del coeficiente β . De acuerdo a la discusión del apartado 2, si se considera la heterogeneidad individual, entonces el β es una medida de la convergencia condicional, en caso contrario es una medida de convergencia absoluta. Obsérvese que en un modelo como (2.6) existen dos factores de persistencia, en primer lugar los efectos fijos y en segundo lugar la estructura autorregresiva.

Para analizar la robustez de los resultados se presentan distintas estimaciones de β . En primer lugar en la estimación mediante efectos aleatorios se constata un valor cercano a la unidad. El elevado grado de persistencia (no convergencia) en este caso se debe fundamentalmente a una razón espuria, la presencia de efectos fijos. En casi todas las especificaciones el β supera el valor 0,98. Antman *et al.* (2005) estiman en 0,963 la movilidad absoluta en el ingreso de los hogares de México, mientras que Navarro (2006) estima en 0,252²⁶ para las rentas laborales en Argentina entre 1985 y 2004.

Cuadro 6.1: Estimación del coeficiente β del modelo dinámico para las rentas laborales. Datos de pseudo panel, Uruguay 1986-2005.

	Rentas en niveles					
	mensual			por hora		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
Efectos Aleatorios	0,986	0,991	0,998	0,984	0,987	0,995
Efectos Fijos	0,758	0,785	0,709	0,720	0,728	0,619
GMM	0,797	0,791	0,635	0,756	0,753	0,570

	Rentas en logaritmos					
	mensual			por hora		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
Efectos Aleatorios	0,985	0,998	0,997	0,966	0,992	0,998
Efectos Fijos	0,776	0,835	0,788	0,732	0,803	0,662
GMM	0,853	0,850	0,733	0,827	0,828	0,497

(a) Modelo AR(1) puro

(b) Modelo AR(1) con edad y edad²

(c) Modelo AR(1) con edad, edad² y dummies temporales

²⁴ Sin embargo la inconsistencia del estimador en primeras diferencias no depende de T .

²⁵ Observar que este método aplica la transformación en primeras diferencias a la ecuación (2.6) para eliminar los efectos individuales inobservados, por lo que ahora la variable del lado derecho es Δy_{t-1} .

²⁶ Navarro (2006) no utiliza el nivel educativo en la definición de las cohortes y sólo trabaja con cohortes de nacimiento. En una segunda estimación, donde se excluyen aquellas cohortes que salen de la muestra antes de 1990 (para hacerla comparable con la movilidad calculada sobre 2 y 5 años) el coeficiente β se estima en 0,696.

Cuando se consideran efectos fijos de cohorte el β disminuye sensiblemente tanto en la estimación mediante efectos fijos como GMM. Si analizamos la especificación logarítmica, observamos valores muy similares entre ambas estimaciones. Los ingresos por hora muestran mayor convergencia que los ingresos mensuales. En este caso el valor de β se interpreta como una medida de movilidad condicional e indica la rapidez con que las rentas de las cohortes convergen a su propio valor medio. Los valores estimados, considerando la especificación (a) en logaritmos, se encuentran entre 0,776 y 0,853 para la renta mensual y entre 0,732 y 0,827 para la renta por hora. La movilidad condicional de las rentas laborales en Uruguay resultan notablemente inferiores a las obtenidas en los trabajos antes citados para México y Argentina (0,536 y 0,245 respectivamente).

En síntesis, los resultados anteriores nos muestran, en primer lugar, la existencia de efectos de cohorte significativos, y por lo tanto de una primera fuente de persistencia, rentas medias distintas por cohortes a largo plazo. El resultado es esperable al tomar en cuenta una variable de capital humano en la definición de cohorte. En segundo lugar, la beta convergencia (condicional) se estima en niveles bajos, o lo que es lo mismo, se constata una baja movilidad cuantitativa: dos años después de ocurrido un *shock* unitario sobre la renta laboral el efecto perdura en más de la mitad.

6.3 La estimación de la movilidad

Una vez identificada la beta convergencia, se procede a estimar la movilidad de orden de acuerdo a la descomposición de coeficiente β discutida en la sección 3. En primer lugar se estima la ecuación dinámica en el pseudo panel empleando R_{it-1} como instrumento de y_{it-1} , y se procede a la descomposición (3.2). El objetivo es obtener una medida de la movilidad de orden dada por el coeficiente de correlación de Gini, en segundo término una medida de la convergencia de Gini, y por último un factor que mide el crecimiento medio en el período.

Cabe precisar que la estimación se realiza para las 24 cohortes (las nacidas entre 1948 y 1963), que son aquellas que permanecen durante todo el período. Esto se explica por la simple razón de que la variable instrumento R_{it-1} es sensible al número de cohortes existentes, por lo que si se obviara este aspecto, las cohortes alterarían su orden en la distribución período a período por el simple hecho de que entran y salen cohortes en la muestra, fenómeno que no tiene ninguna relación con la movilidad. En el cuadro 6.2 se presentan los resultados de tres especificaciones, la primera corresponde al modelo autorregresivo puro (a), la segunda controla por el efecto edad y por los efectos fijos de cohorte (b), y la tercera controla además por un efecto temporal y educación²⁷. Se presentan sólo los resultados de las estimaciones en niveles.

En primer lugar, conviene señalar la similitud obtenida entre los valores de β estimados previamente (cuadro 6.1) y los estimados mediante el instrumento R_{it-1} (β_{GINI})²⁸.

²⁷ Es un modelo que incorpora *dummies* de educación interaccionadas con *dummies* temporales, como forma de controlar por la variación en los retornos de la educación en el período analizado. Esto se fundamenta, por ejemplo, en los resultados de Torello y Casacuberta (1997) y Bucheli y Furtado (1999) que encuentran que la prima por educación aumenta en los asalariados del sector privado en los años noventa.

²⁸ A pesar de que no son estrictamente comparables dado que la segunda restringe la muestra a las cohortes que permanecen todo el período desde 1986 a 2005.

Veamos el caso de la renta mensual; la comparación correcta es entre el β del modelo (a) de la renta en niveles estimado mediante efectos aleatorios del cuadro 6.1 ($\beta=0,986$) con el β del modelo (a) para la renta mensual en el cuadro 6.2 ($\beta_{GINI}=1.017$). Ambos estimaciones arrojan valores cercanos a la unidad, descartando prácticamente la hipótesis de convergencia. Luego, la otra comparación correcta (siempre de la renta mensual) es entre el β del modelo (b) del renta en niveles estimado mediante efectos fijos del cuadro 6.1 ($\beta=0,785$) con el β del modelo (b) para la renta mensual en el cuadro 6.2 ($\beta_{GINI}=0.813$). Esta última comparación refiere a la estimación de la convergencia condicional. Similar lectura obtiene si se consideran la renta por hora. La especificación (c) del cuadro 6.2 no es estrictamente comparable a la (c) de cuadro 6.1, ya que incorpora las *dummies* temporales interaccionadas con las *dummies* de educación.

Cuadro 6.2: Estimación del coeficiente β Gini del modelo dinámico para las rentas laborales en niveles. Datos de pseudo panel, Uruguay 1986-2005.

	Rentas mensuales			Rentas por hora		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
β_{GINI}	1,017	0,813	0,653	1,013	0,664	0,325
$\Gamma(t, t-1)$	0,992	0,867	0,676	0,988	0,711	0,333
$G(t)/ G(t-1)$	1,008	0,941	0,968	1,010	0,938	0,978
$Y(t)/ Y(t-1)$	1,017	0,996	0,998	1,016	0,996	0,998

Nota: Las estimacion se realizan con las cohortes que permanecen todo el periodo 1986-2005, o sea las nacidas entre 1948 y 1963

(a) Modelo AR(1) puro sin efectos fijos

(b) Modelo AR(1) con edad, edad², y efectos fijos

(c) Modelo AR(1) con edad y edad², efecto educación, y efectos fijos

Analicemos ahora la descomposición de la beta convergencia. El β estimado sin controlar por efectos fijos y edad muestra un valor prácticamente igual a la unidad, similar a la estimación mediante efectos aleatorios de la sección previa. Este valor, que indica una dinámica inmóvil o persistente de los ingresos, se explica por los siguientes factores²⁹: (i) una movilidad de orden casi nula ($\Gamma_{t,t-1}=0,988$), (ii) un leve aumento promedio de la desigualdad medida por el índice de Gini ($G_t/G_{t-1} = 1,01$), y (iii) un crecimiento medio anual del 1,6% de la renta en el período.

Si se considera el cálculo sobre la renta controlando por efecto de la edad y el efecto fijo de cohorte, el β_{GINI} se reduce a 0,813 en la renta mensual y a 0,664 en la renta por hora. Se observa que esta mayor convergencia se explica fundamentalmente por la movilidad de orden ($\Gamma_{t,t-1}=0,867$ y 0,711 respectivamente), mientras que la desigualdad y el valor medio de la renta se mantienen prácticamente constantes. De la descomposición de la movilidad condicional estimada a partir del modelo (c), se obtienen similares resultados, en el sentido de que la mayor convergencia viene explicada fundamentalmente por la movilidad de orden o “reversión” mientras la dispersión y nivel medio de la renta varían levemente.

Hasta aquí la descomposición de la beta convergencia se realizó estimando mediante variable instrumental la ecuación dinámica para todo el período. Esto determinó, entre

²⁹ La lectura se realiza para los ingresos por hora; para los ingresos mensuales véase el cuadro 6.2 ya que son prácticamente iguales

otras cosas, la obtención de una primera medida de la movilidad de orden (o de inmovilidad) dada por el coeficiente de correlación de Gini ($\Gamma_{t,t-1}$). Sin embargo debe observarse que al estimar mediante una regresión de panel lo que se obtiene es una medida única para todo el período, que podríamos interpretar como una medida de la movilidad promedio entre 1986 y 2005 (lo mismo vale los otros dos componentes, la convergencia de Gini y crecimiento medio).

Sin embargo, resulta interesante calcular el β_{GINI} y sus componentes año a año, de manera de identificar eventualmente períodos de mayor o menor movilidad. Por lo tanto se procedió a estimar la expresión (3.2) entre 1987 y 1986, entre 1988 y 1987,... y así sucesivamente. Los cálculos se realizaron para la renta observada y para la renta una vez descontado el efecto edad y cohorte, variable que llamaremos renta ajustada o corregida. Conviene precisar que siempre que se haga mención a la renta ajustada, se hace referencia a la renta obtenida como residuo del modelo dinámico que controla por el efecto edad y el efecto fijo de cohorte, aunque dejando en el residuo la estructura autorregresiva. Concretamente se estimó el siguiente modelo, donde la renta ajustada viene representada por el residuo e :

$$y_{it} = \gamma x_{it}^T + u_i + e_{it} \quad (6.2)$$

$$e_{it} = \beta e_{it-1} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim iid \quad E(\varepsilon_{it}) = 0, \quad V(\varepsilon_{it}) = \sigma^2$$

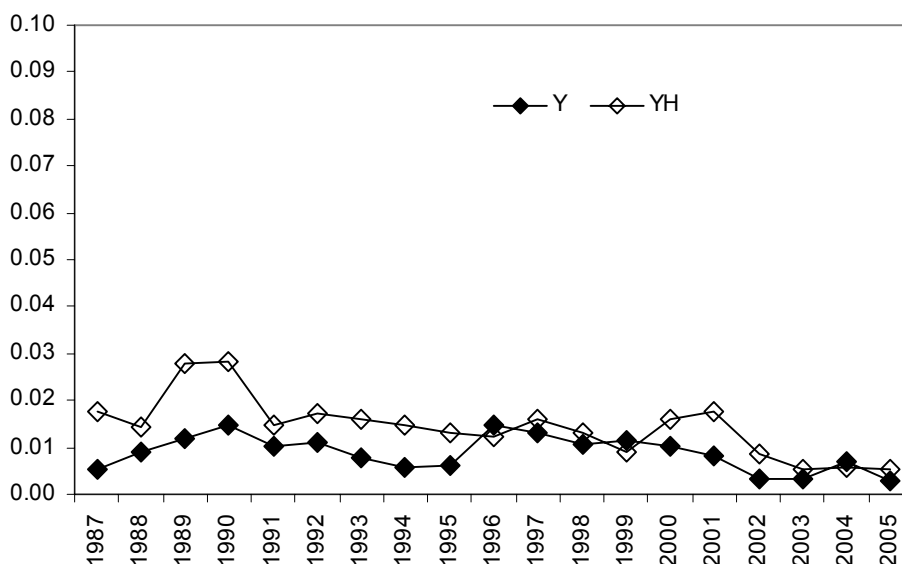
Obsérvese que la estructura autorregresiva se incorpora en el residuo, mientras que el vector x y la heterogeneidad individual (u) se consideran los factores determinantes de la desigualdad de las rentas a largo plazo, en tanto refieren a dimensiones del capital humano. El coeficiente β del residuo e debería recoger la movilidad de la renta transitoria, o movilidad debida a factores circunstanciales de cada individuo representativo de la cohorte. Si se acepta esta aproximación, es inmediato asociar la movilidad de la renta transitoria a la velocidad con que se procesan los ajustes en el mercado de trabajo ante *shocks* transitorios.

Los resultados se reportan en los gráficos A.4 a A.7 del anexo (para la renta mensual y renta por hora respectivamente). En primer lugar se observa que la variabilidad del β_{GINI} de la renta observada está determinada fundamentalmente por la variabilidad del crecimiento medio y en menor medida por la convergencia de Gini, mientras que la movilidad calculada mediante el coeficiente de correlación de Gini es prácticamente nula. No se observa un patrón temporal claro en la evolución del β_{GINI} , salvo entre los años 2001-2003, momento de mayor caída de los ingresos medios de los hogares como consecuencia de la crisis económica. Obsérvese que en esos años se verifica una mayor convergencia absoluta, explicada casi en su totalidad por una caída de la renta media, ya que la movilidad es casi nula y la desigualdad prácticamente estable. La lectura que se extrae de los ingresos por hora es muy similar (véase gráficos A.4 y A.5).

Si observamos la evolución del β_{GINI} de la renta ajustada (gráficos A.6 y A.7), vemos que sólo en uno o dos años supera la unidad, indicando la mayor movilidad cuantitativa condicional, o movilidad de las rentas transitorias. A su vez, la variabilidad del β_{GINI} está explicada por la movilidad de orden o coeficiente de correlación de Gini, y en menor medida por la convergencia en desigualdad. Por otro lado, la mayor movilidad de orden (Γ) se constata en la década de los noventa. Estas observaciones son válidas tanto para la renta mensual como para la renta por hora.

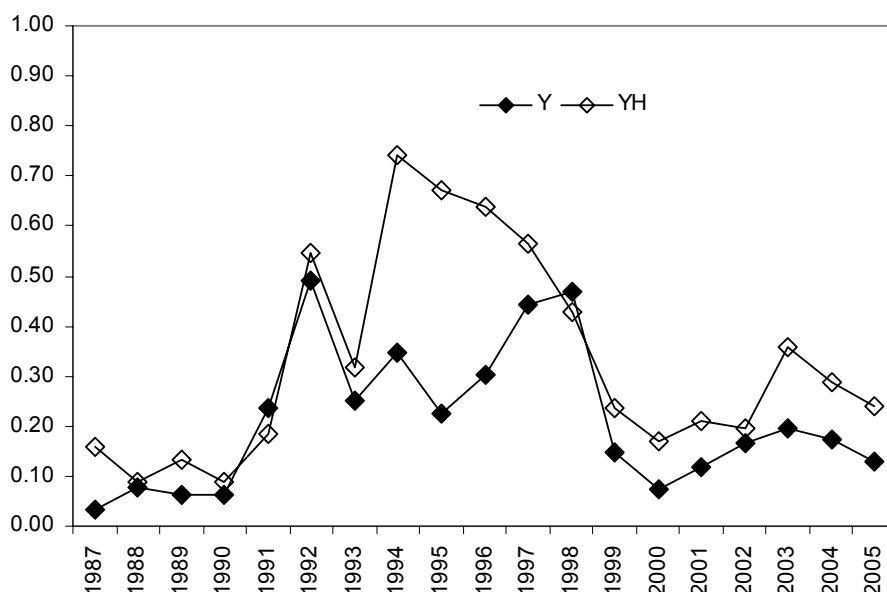
A continuación, se calculó el coeficiente de movilidad de Gini (ecuación 3.3) que en última instancia es una medida de movilidad orden más afinada que el coeficiente de correlación de Gini comentado anteriormente. En los siguientes gráficos se muestra dicho índice para la renta observada (gráfico 6.3) y para la renta ajustada (gráfico 6.4).

Gráfico 6.3: Índice de movilidad de Gini.
Renta observada mensual (Y) y por hora (YH). 1987-2005



El índice de movilidad de Gini confirma la escasa movilidad (gráfico 6.3) constatada en las rentas laborales. Sobre un rango de variación a priori del índice de entre 0 y 2, el máximo valor estimado para todo el período es $S=0,028$.

Gráfico 6.4: Índice de movilidad de Gini.
Renta ajustada mensual (Y) y por hora (YH). 1987-2005



En relación a la movilidad de orden calculada sobre las rentas ajustadas, los niveles son sensiblemente más elevados. En el caso de la renta por hora el máximo valor se registra

en el año 1994 ($S=0,743$) y en la renta mensual en 1992 ($S=0,492$). Como se comentara más arriba, el índice de movilidad de Gini sobre las rentas ajustadas, puede interpretarse como un indicador de movilidad de las rentas transitorias.

El mercado de trabajo está sujeto a continuos choques de diferente naturaleza que se transmiten vía creación o destrucción de empleo y/o variaciones del salario real. Es interesante observar que los mayores niveles de movilidad de las rentas transitorias se dan durante la década de los noventa, período en el cual la economía atraviesa las mayores transformaciones del todo el período. Entre los cambios más importantes que afectaron directamente al mercado de trabajo se destaca el retiro del Poder Ejecutivo en la negociación salarial del sector privado a principios de los noventa, terminando así con el sistema de negociación colectiva tripartito reinstaurado en 1985³⁰. A partir de entonces se verifica una sensible caída de la tasa de sindicalización fundamentalmente en el sector privado, un descenso del número de convenios de negociación colectiva y un aumento de los convenios a nivel de empresa. Este cambio institucional fue simultáneo a una creciente apertura de la economía (se firma el tratado del Mercosur en 1991) que derivó en una importante reestructuración del mercado de trabajo, cuyo rasgo más notable fue caída del empleo industrial y el importante crecimiento del empleo en el sector de los servicios (la participación de la industria manufacturera en el empleo descendió del 22% al 13,6% entre 1991 y 2002).

La mayor movilidad de las rentas transitorias refleja por tanto, que el mercado de trabajo durante los noventa estuvo expuesto a importantes perturbaciones, y al mismo tiempo, que dichas perturbaciones se transmitieron a las rentas laborales. Por esta razón la movilidad es reflejo de los costos de ajuste a los sucesivos *shocks*. También conviene notar que este período coincidió con la fase de mayor crecimiento económico y con la implementación de un plan de estabilización de precios que resultó exitoso. Esta apreciación es importante ya que la baja inflación a partir de 1999 puede ser una explicación al hecho de que el ajuste del mercado de trabajo a los *shocks* negativos que se sucedieron a partir de entonces, se hayan procesado en mayor medida vía empleo y en menor medida vía salarios³¹. Con esta hipótesis se quiere dejar constancia de que para que exista mayor movilidad en las rentas transitorias, deben darse dos condiciones, en primer lugar que el mercado de trabajo esté expuesto a *shocks* de considerable magnitud y en segundo lugar que los ajustes a dichos *shocks* se procesen vía salarios. Todo parece indicar que durante los noventa (hasta 1998) el mercado de trabajo fue capaz de ajustarse en buena medida vía precios (o salarios). Sin embargo que en la fase recesiva, momento en que la economía recibe importantes choques adversos, los ingresos reales no presentan una alta movilidad mientras que el ajuste vía cantidad (empleo) fue elevado (la tasa de paro creció notablemente a partir de 1999 y alcanzó un máximo del 19% en 2002). De hecho el ajuste vía precios se terminó dando, por vía forzosa, mediante la fuerte devaluación real ocurrida en 2002 y el posterior repunte de la inflación en 2003³²; obsérvese una mayor movilidad en dicho año. No obstante,

³⁰ La negociación colectiva se realizaba en el ámbito de los Consejos de Salarios instaurados en la década del '40 y suspendidos durante el período de facto 1973-1984. Recientemente el nuevo gobierno vuelve a convocar los Consejos de Salarios luego de 15 años.

³¹ En González (2002) se ofrece evidencia de que aquellos países que experimentaron procesos de desinflación redujeron la elasticidad salarial a la vez que aumentaron la elasticidad del empleo

³² Aunque la inflación se controla rápidamente; mientras en 2003 en promedio los precios crecen un 20% en 2004 la inflación es inferior al 10% y en 2005 inferior al 5%.

conviene dejar constancia de que la relación entre la inflación y la movilidad de las rentas transitorias es tan sólo una conjetura a la luz de la evidencia aquí presentada.

7. Comentarios finales

El presente trabajo aporta una vía de análisis de la desigualdad y la movilidad de las rentas a través de datos de cohortes. Entre otras ventajas, esta alternativa permite atenuar el sesgo derivado de los errores de medida de las rentas personales. Por otro lado, la inexistencia de encuestas longitudinales en Uruguay, hace que el pseudo panel sea prácticamente la única opción disponible de cara a cualquier análisis dinámico.

Una vez motivada la estimación de la movilidad mediante el coeficiente autorregresivo de la ecuación dinámica, se discutió el alcance de dicha medida, lo cual derivó en la estimación del índice de movilidad de Gini. Los resultados muestran una estructura de rentas altamente inmóvil en el mercado de trabajo uruguayo, lo cual es consistente con una distribución de la renta bastante estable o de leve tendencia a la concentración en los últimos 20 años. Sin embargo, una aproximación a las rentas transitorias, definidas como el componente residual de la ecuación dinámica una vez descontado el efecto edad y el efecto fijo de cohorte³³, permitió constatar un perfil temporal interesante de la movilidad. Se observa una mayor movilidad, y por tanto un mayor ajuste del mercado de trabajo vía salarios, durante la década de los noventa donde la economía sufrió importantes transformaciones y la inflación aún no había alcanzado niveles bajos. Por último, se esboza una explicación del descenso de la movilidad durante la fase recesiva (a partir de 1999) cuando el mercado de trabajo procesó gran parte del ajuste vía empleo.

³³ Recordar que nuestra definición de cohorte considera cohorte de nacimiento, sexo y nivel educativo.

8. Referencias

- Antman, F. y McKenzie, D. (2005). Earnings Mobility and Measurement Error: A Pseudo-Panel Approach. Mimeo. Stanford University.
- Arellano, M. (1989) A Note on the Anderson-Hsiao Estimator for Panel Data. *Economics Letters* 31, págs. 337-41.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991) Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies* 58, págs. 277-97.
- Atkinson, A. B. & Bourguignon, F. (1982) The Comparison of Multidimensional Distribution of Economic Status. *Review of Economic Studies*, 49, págs. 183-201.
- Atkinson, A.B., F. Bourguignon y Morrisson C. (1992) Empirical Studies of Earnings Mobility. *Fundamentals of Pure and Applied Economics* 52, Harwood Academic Publishers: Philadelphia.
- Beenstock, M. (2004) Rank and Quantity Mobility in the Empirical Dynamics of Inequality. *Review of Income and Wealth, Series 50*, Nro. 4, págs. 519-541.
- Bound, J., & A. Krueger (1991) The Extent of Measurement Error in Longitudinal Earnings Data: Do Two Wrongs Make a Right?. *Journal of Labor Economics* 12, págs. 345-68.
- Bucheli M. y Furtado M. (1999) Los cambios en las remuneraciones en los años noventa. Montevideo, Uruguay: mimeo.
- Bucheli, M., Vigorito, A. y Miles, D. (2000) Un Análisis Dinámico de la Toma de Decisiones de los Hogares en América Latina: El Caso Uruguayo. Banco Interamericano de Desarrollo, Red de Centros de Investigación, Working Paper R-416.
- Collado, M. D. (1997) Estimating Dynamic Models from Time Series of Independent Cross-Sections. *Journal of Econometrics* 82, págs. 37-62.
- Foster J. y Sen A. (1997) *On Economic Inequality After a Quarter Century*. Clarendon Press, Oxford.
- Giles, D. E. A. (2002) Calculating a Standard Error for the Gini Coefficients: Some Further Results. University of Victoria, Department of Economics, WP EWP0202.
- González J. A., (2002) Labor Market Flexibility in Thirteen Latin American Countries and the United States: Revisiting and Expanding Okun Coefficients. Center for Research on Economic Development and Policy Reform, WP 136, Stanford University.
- Gottschalk, P. y Spolaore E. (2002). On the Evaluation of Economic Mobility. *Review of Economic Studies* 69, 191-208.
- Groskoff R. (1992) Análisis y ajuste de los ingresos investigados por las encuestas de hogares. Instituto de Estadística, FCEA, Universidad de la República.
- Hsiao, C. (1986) *Análisis of Panel Data*. Cambridge, Cambridge University Press.
- Jarvis, S. & Jenkins, S. P. (1998) How Much Income Mobility is there in Britain. *The Economic Journal*, 108, págs. 428-443.
- McKenzie, D. (2004) Asymptotic Theory for Heterogeneous Dynamic Pseudo-Panels. *Journal of Econometrics* 120(2), págs. 235-262.
- Mendive C. y Fuentes A. (1996) Diferencias en la captación del ingreso por fuente. En *INE, Línea de pobreza para Uruguay*.
- Moffitt, Robert (1993) Identification and Estimation of Dynamic Models With a Time Series of Repeated Cross-Sections. *Journal of Econometrics* 59(1), págs. 99-124.

- Navarro, A. I. (2006) Estimating Income Mobility in Argentina with Pseudo Panel Data. Universidad de San Andres.
- Ogwang, T. (2000) A Convenient Method of Computing the Gini Index and its Standard Error. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 62, págs. 123-29.
- Schechtman, E. & Yitzhaki, S. (1987) A Measure of Association Based on Gini's Mean Difference. *Communications in Statistics Theory and Methods*, A16, págs. 207-31.
- Shorrocks, A. F. (1993) On the Hart Measure of Income Mobility. En *Industrial Concentration and Economic Inequality. Essays in honor of Peter Hart* (M. Casson y J. Creedy, eds). Edward Elgar, págs. 3-21.
- Torello M. y Casacuberta C. (1997) Estimación de un índice de capital humano para Uruguay, ponencia presentada a las X Jornadas de Economía, Banco Central del Uruguay.
- Vigorito, A. (1999) Una distribución del ingreso estable. El caso de Uruguay. Serie documentos de trabajo 6/99, Instituto de Economía FCEA, Universidad de la República.
- Wodon, Q. & Yitzhaki, S. (2001) Growth and Convergence: An Alternative Empirical Framework. Mimeo, World Bank and Hebrew University.

ANEXOS

Gráfico A.1: Renta mensual real (logaritmo natural) por cohorte de nacimiento según nivel educativo: Hombres. Uruguay ECH 1986-2005

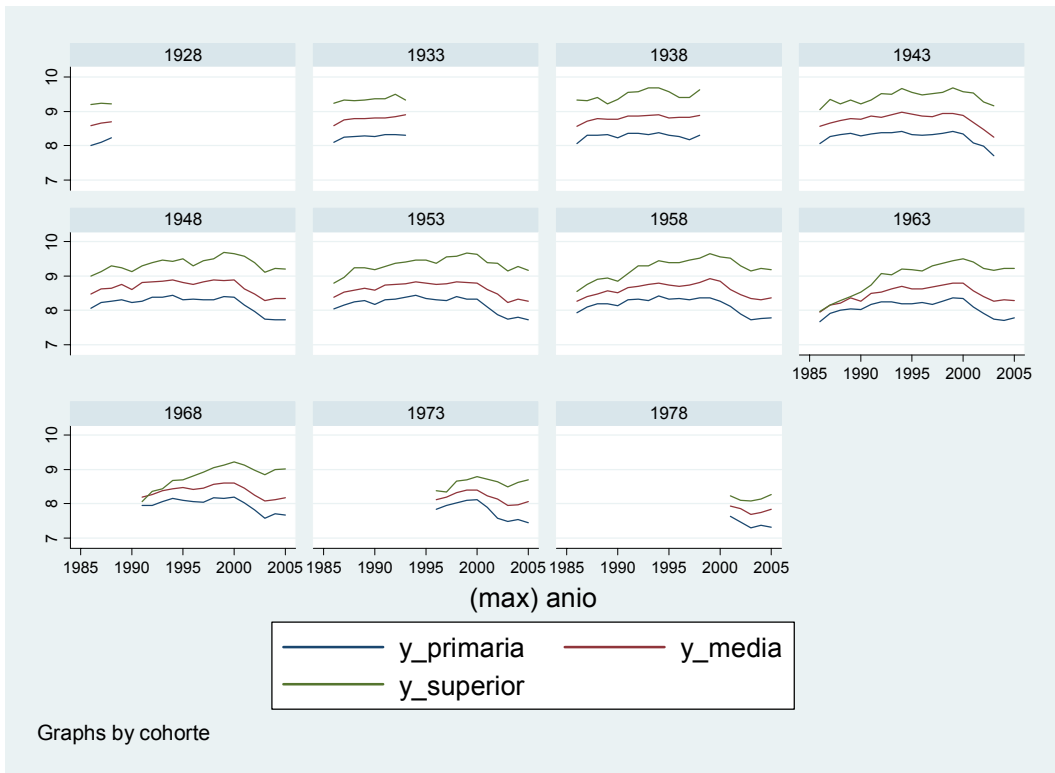


Gráfico A.2: Renta mensual real (logaritmo natural) por cohorte de nacimiento según nivel educativo: Mujeres. Uruguay ECH 1986-2005

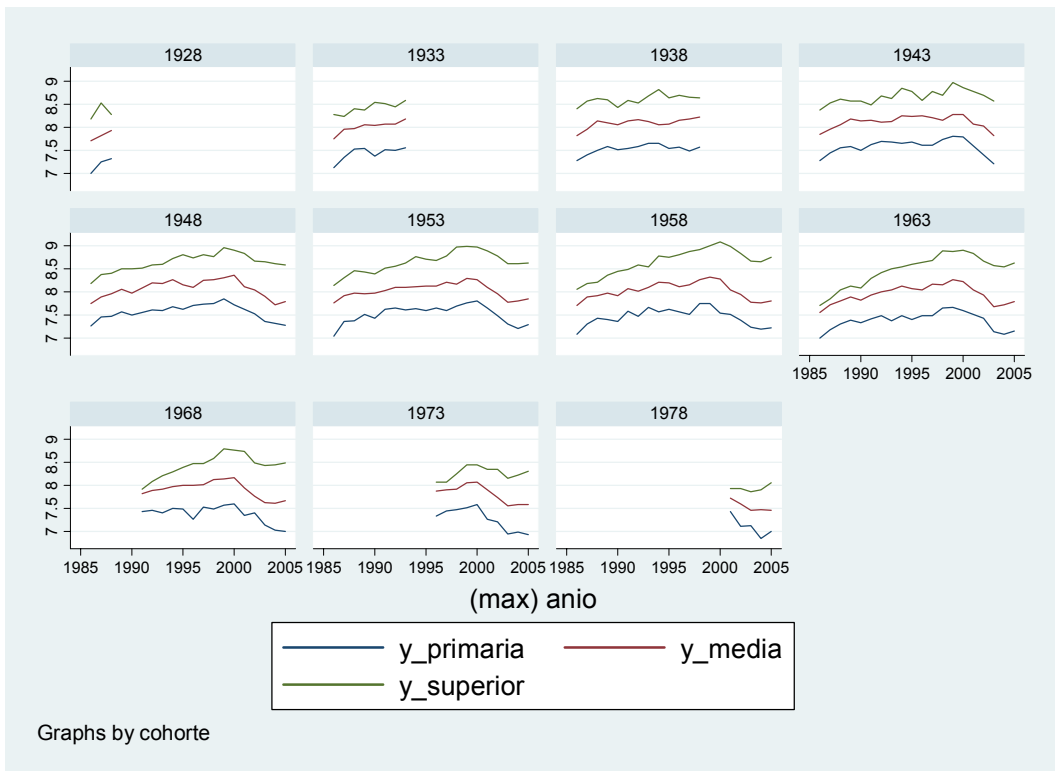
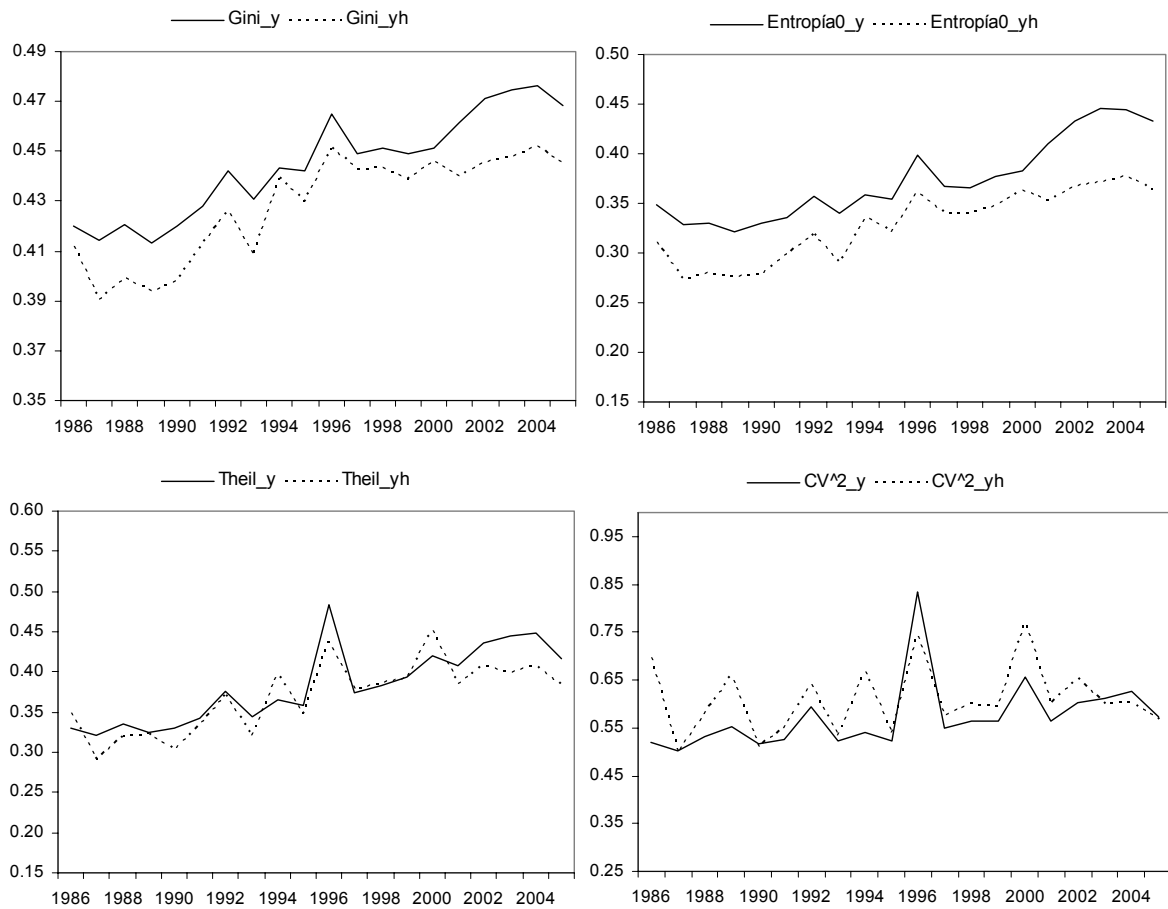


Gráfico A.3: Medidas de desigualdad de las rentas laborales mensuales (y) y por hora (yh). Coeficiente de Gini, Entropía 0, Entropía 1 (Theil) y Coeficiente de Variación al cuadrado normalizado¹. Uruguay ECH 1986-2005.



1. Los índices corresponden a las siguientes fórmulas:

$$Gini = \frac{1}{2N^2\bar{y}} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N |y_i - y_j|$$

$$Entropía\ 0 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \log\left(\frac{\bar{y}}{y_i}\right)$$

$$Entropía\ 1 = THEIL = \frac{1}{N\bar{y}} \sum_{i=1}^N y_i \log\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right)$$

$$Coef\ de\ Variación^2 = \frac{1}{N\bar{y}^2} \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2$$

Donde \bar{y} es la renta media y N es el tamaño de la población.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la Encuesta Continua de Hogares del INE

Gráfico A.4: β_{GINI} de cada año respecto al año anterior: correlación de Gini, convergencia de Gini y crecimiento medio. Renta mensual observada

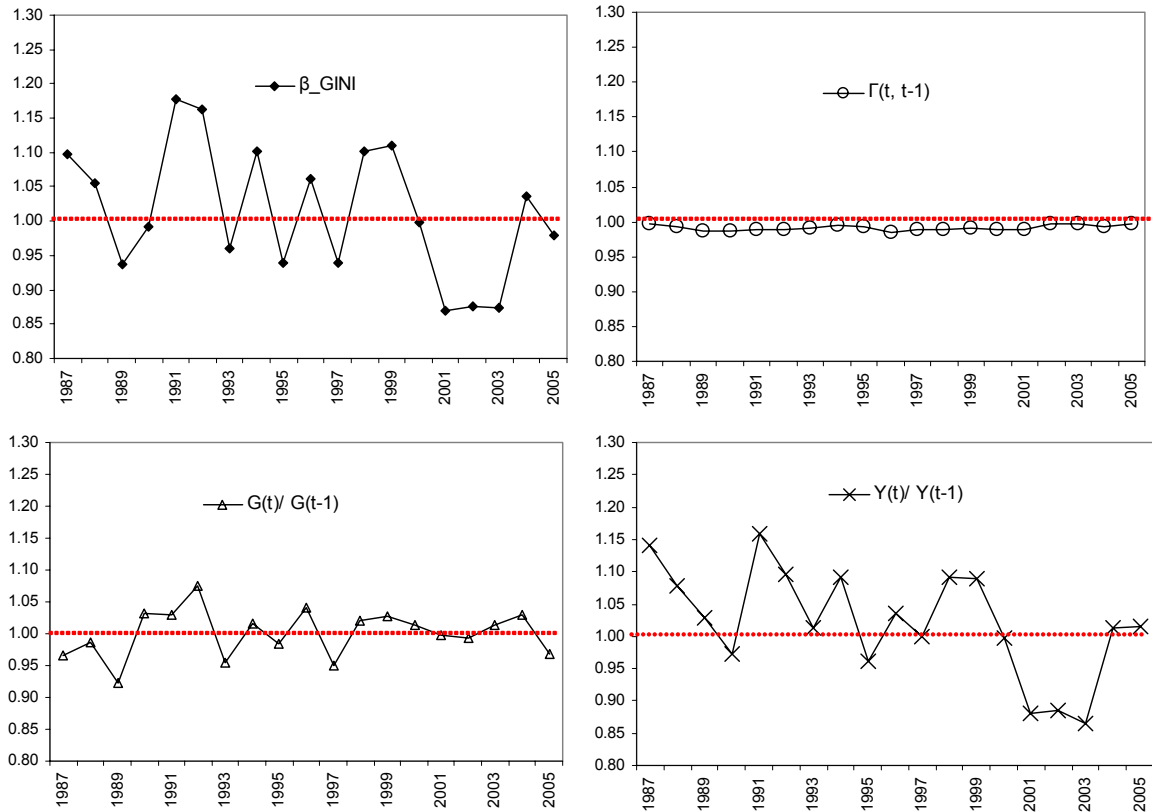


Gráfico A.5: β_{GINI} de cada año respecto al año anterior: correlación de Gini, convergencia de Gini y crecimiento medio. Renta por hora observada

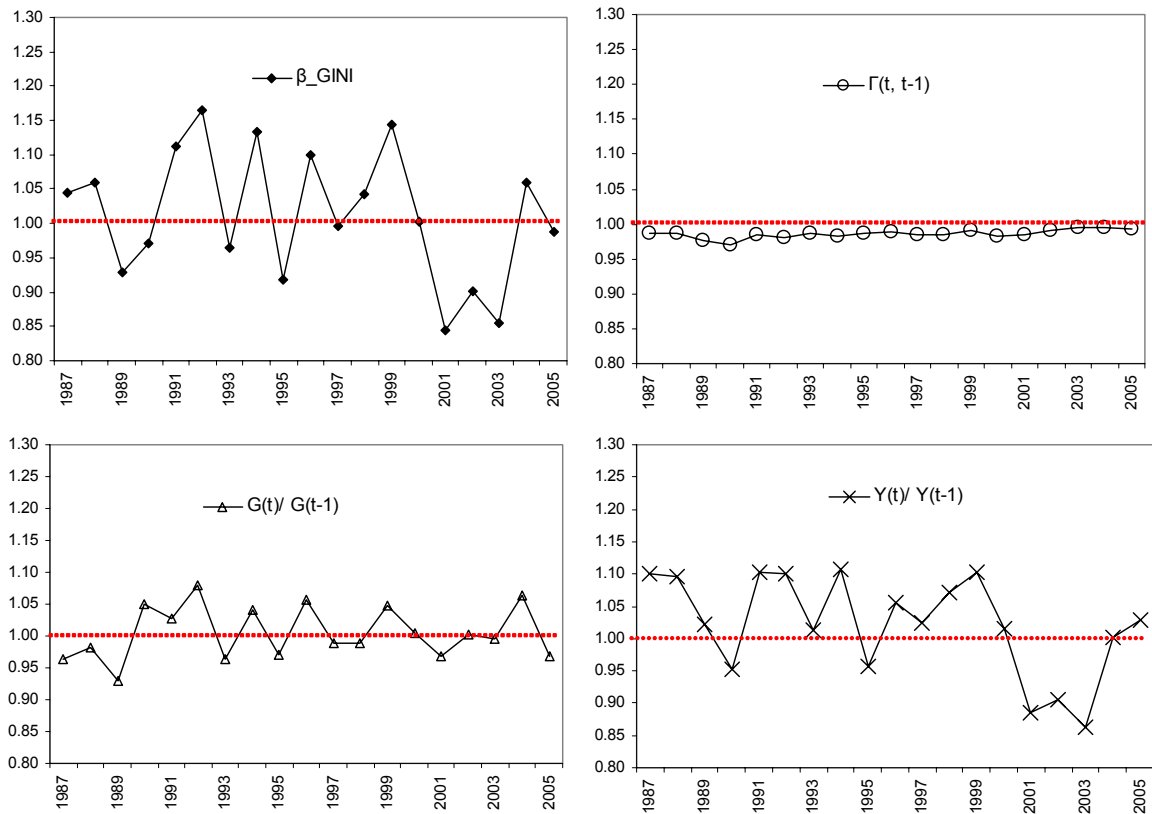


Gráfico A.6: β_{GINI} de cada año respecto al año anterior: correlación de Gini, convergencia de Gini y crecimiento medio. Renta mensual ajustada

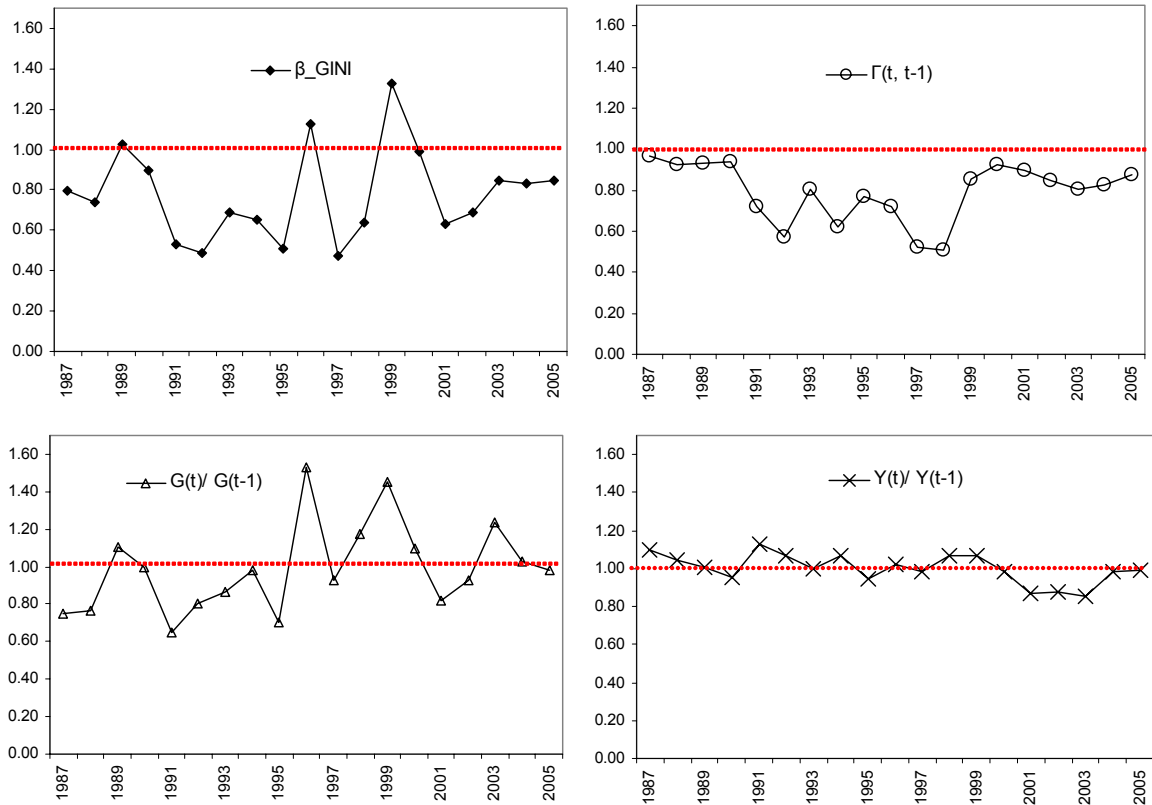
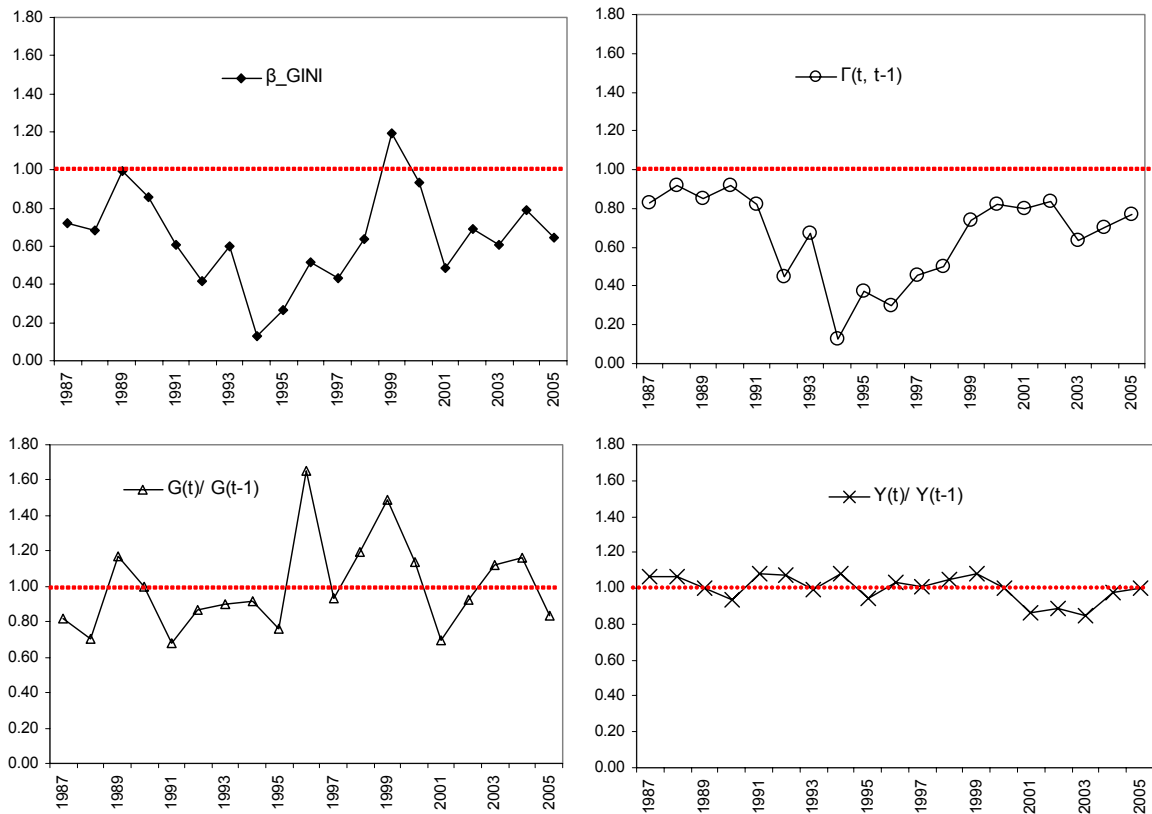


Gráfico A.7: β_{GINI} de cada año respecto al año anterior: correlación de Gini, convergencia de Gini y crecimiento medio. Renta por hora ajustada



Cuadro A.2: P-valor de los contrastes de igualdad entre años de los coeficientes de Gini del pseudo panel. Renta mensual (*).

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
1990	0.91														
1991	0.24	0.26													
1992	0.48	0.41	0.43												
1993	0.78	0.68	0.36	0.37											
1994	0.80	0.67	1.00	0.29	0.34										
1995	0.59	0.53	0.51	0.66	0.30	0.32									
1996	0.80	0.73	0.62	0.62	0.78	0.36	0.36								
1997	0.69	0.64	0.99	0.88	0.83	0.99	0.56	0.58							
1998	0.85	0.97	0.85	0.88	0.79	0.75	0.88	0.58	0.56						
1999	0.81	0.51	0.83	0.99	0.71	0.60	0.59	0.72	0.43	0.43					
2000	0.95	0.74	0.63	0.82	0.97	0.70	0.64	0.61	0.73	0.47	0.45				
2001	0.93	0.92	0.71	0.61	0.78	0.95	0.66	0.62	0.59	0.72	0.44	0.43			
2002	0.75	0.85	0.92	0.87	0.78	0.94	0.94	0.80	0.74	0.69	0.82	0.53	0.53		
2003	1.00	0.81	0.88	0.90	0.88	0.73	0.93	0.94	0.80	0.73	0.70	0.82	0.53	0.54	
2004	0.68	0.73	0.53	0.63	0.66	0.91	0.92	0.89	0.79	0.95	0.88	0.83	0.95	0.64	0.64

(*) Cada celda indica el p-valor del contraste $GINI_i = GINI_j$, donde i es el año indicado en la respectiva fila de la celda y j es el año indicado en la columna.

Cuadro A.3: P-valor de los contrastes de igualdad entre años de los coeficientes de Gini del pseudo panel. Renta por hora (*).

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
1990	0.70														
1991	0.66	0.45													
1992	0.94	0.76	0.63												
1993	0.86	0.93	0.68	0.57											
1994	0.87	0.68	0.80	0.52	0.48										
1995	0.68	0.61	0.47	0.60	0.32	0.38									
1996	0.90	0.69	0.51	0.44	0.53	0.33	0.36								
1997	0.83	0.72	0.95	0.88	0.74	0.83	0.63	0.56							
1998	0.76	0.94	0.95	0.72	0.67	0.49	0.61	0.34	0.37						
1999	0.63	0.38	0.57	0.68	0.13	0.38	0.25	0.36	0.20	0.19					
2000	0.75	0.84	0.65	0.84	0.90	0.65	0.54	0.44	0.52	0.27	0.34				
2001	0.86	0.66	0.94	0.87	1.00	0.92	0.80	0.75	0.60	0.59	0.20	0.21			
2002	0.88	0.94	0.67	0.93	0.75	0.88	0.98	0.65	0.64	0.47	0.55	0.27	0.33		
2003	0.75	0.72	0.85	0.88	0.77	0.58	0.62	0.81	0.38	0.48	0.39	0.28	0.26	0.28	
2004	0.85	0.90	0.83	0.97	0.75	0.85	0.66	0.74	0.87	0.55	0.54	0.34	0.51	0.24	0.35

(*) Cada celda indica el p-valor del contraste $GINI_i = GINI_j$, donde i es el año indicado en la respectiva fila de la celda y j es el año indicado en la columna.