

TRIBUNA DE ECONOMÍA

Todos los artículos publicados en esta sección son sometidos a un riguroso proceso de evaluación externa anónima.

Desigualdad en renta y consumo en España: el período 1985-1995

José María Labeaga Azcona*
FEDEA y UNED

José David López Salido
UNED

Francisco Mochón Morcillo
UNED

Resumen

Este trabajo forma parte del debate sobre como medir la evolución de la desigualdad a lo largo del tiempo. Utilizando como marco teórico de referencia el trabajo de Deaton y Paxon (1994), planteamos el contraste de algunas implicaciones en el contexto del modelo de la Hipótesis de la Renta Permanente (HRP). En concreto, los objetivos básicos del ejercicio se centran en analizar las siguientes implicaciones del modelo HRP: i) la desigualdad en el consumo y la renta intra-cohorte puede aumentar a lo largo del tiempo; ii) la desigualdad en consumo y renta aumenta con la edad; iii) el perfil del consumo por edades depende de la renta. Los principales resultados pueden resumirse en los siguientes puntos. En primer lugar, la conveniencia de utilizar datos desagregados para evitar que la agregación encubra comportamientos diferenciados. En segundo lugar, y contrariamente a la evidencia con datos agregados, la dispersión de la renta resulta ser significativamente mayor que la del consumo (no duradero) de acuerdo con lo que predice el modelo utilizado. En tercer lugar, encontramos ciertas diferencias en la evolución de la desigualdad en los subperíodos 1985-91 y 1992-95.

Palabras clave: desigualdad, cohortes, bienestar, consumo, renta permanente.

Clasificación JEL: C29, D31, E21.

Abstract

We provide in this paper additional evidence on the measurement of inequality. Our guide is the seminal paper by Deaton and Paxon (1994) and we use their results to test some implications of the Permanent Income Hypothesis. The main aim of this exercise is to test the following implications of the model: i) within cohort inequality both in income and consumption can rise along time; ii) consumption and income inequality may increase with age; iii) the shape of consumption by age depends on income. The main results of our work can be summarised as follows: first, it is convenient to use disaggregated data to avoid aggregation biases. Second, income volatility is significantly greater than (non-durable) consumption volatility as the model predicts. Third, we find some differences during two subperiods of the sample span.

Keywords: inequality, cohorts, welfare, consumption, permanent income.

Clasificación JEL: C29, D31, E21.

1. Introducción

El trabajo se plantea analizar la evolución de la desigualdad en renta y consumo a lo largo del ciclo económico, del ciclo vital y para un conjunto de cohortes de individuos españoles. Como marco teórico de referencia se toma el trabajo de Deaton y Paxon (1994) y más

* José M.^a Labeaga agradece la financiación proporcionada por el proyecto BEC2002-04294. Los autores agradecen los comentarios de un evaluador anónimo. Los posibles errores son de la entera responsabilidad de los autores.

concretamente algunas de sus implicaciones respecto a la variabilidad del consumo y de la renta, todo ello en el contexto del modelo de la Hipótesis de la Renta Permanente (HRP). En concreto los objetivos básicos del ejercicio se centran en analizar las siguientes implicaciones del modelo HRP: i) la desigualdad en el consumo y la renta intra-cohorte puede aumentar a lo largo del tiempo; ii) la desigualdad en consumo y renta aumenta con la edad; y iii) el perfil del consumo por edades depende de la renta.

La base de datos que se utiliza es la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) y el período de análisis es 1985-1995. A partir de estos datos, pero teniendo en cuenta que toda la información se basa en datos de hogares, se construyen cuatro cohortes de edad por intervalos de diez años. La razón fundamental para agregar de esta forma es que con los datos de la ECPF no es posible seguir a los hogares más que ocho trimestres, por lo que agrupándolos de acuerdo con la edad disponemos de observaciones durante 44 trimestres consecutivos (11 años) para individuos homogéneos.

De los resultados obtenidos se infiere, en primer lugar, que los patrones de comportamiento no son homogéneos entre las distintas cohortes, lo que sugiere la conveniencia de utilizar datos desagregados que no encubran comportamientos individuales diferenciados. En segundo lugar, la varianza de la renta muestra una dispersión más acusada que la del consumo, tal como predice el modelo de la HRP. Por último, tanto las medidas basadas en la renta como en el consumo muestran que la desigualdad globalmente se redujo en el sub-período 1985-1991, si bien en el sub-período 1992-1995 ambas varianzas indican que la desigualdad se ha incrementado, excepto la varianza del consumo de la cohorte más joven y la varianza de la renta de la cohorte de mayor edad. Estos resultados son consistentes con los presentados en anteriores trabajos de investigación y más concretamente con los de Cutler y Katz (1992), Pendakur (1998) y Barret, Crossley y Worswich (2000), para los casos de Estados Unidos, Canadá y Australia, respectivamente. Aunque para economía española los trabajos sobre desigualdad se basan fundamentalmente en datos de carácter agregado, Ríos-Rull (2002), las tendencias detectadas, así como, los resultados obtenidos en aquellos estudios que utilizan datos de carácter microeconómico, como Cutanda, Labeaga y Mochón (2004), también son consistentes con los aquí presentados.

Este trabajo está estructurado en tres epígrafes, además de la presente introducción. En el siguiente apartado, se analizan las implicaciones de la HRP en la desigualdad en renta y en consumo. En el epígrafe tercero, se presentan las características más destacadas de la base de datos utilizada así como los principales resultados obtenidos. El trabajo se cierra con un epígrafe dedicado a comentar las principales conclusiones e implicaciones derivadas de esta investigación, además de sugerir algunas extensiones al ejercicio llevado a cabo.

2. Implicaciones de la HRP en la desigualdad en renta y en consumo

2.1. El modelo básico (Hall, 1978)

En un contexto intertemporal en el que los agentes/hogares maximizan su utilidad (cuadrática) entre el momento $t = 0$ y $t = T$, sujetos a su restricción presupuestaria intertemporal, es fácil obtener una forma explícita para la función de consumo suponiendo que los tipos de interés son exógenos y constantes y la única fuente de incertidumbre está asociada a las fluc-

tuaciones en su renta. Más concretamente, siguiendo a Hall (1978) y Deaton (1992), la senda óptima de consumo puede expresarse como

$$\delta_t \Delta C_{it} = u_{it} \quad [1]$$

donde $\delta_t = (1 - (1 + r)^{t-T-1})$, r es el tipo de interés real (que suponemos constante a lo largo del período), C representa el nivel de consumo, y u_{it} es una perturbación (no esperada) que puede relacionarse con cambios *—shocks—* en la renta, de forma que es posible concebirla como una perturbación permanente en la renta. Nótese que este último factor permite analizar el efecto que la innovación en la renta permanente tiene sobre el consumo en distintos momentos del horizonte de planificación o ciclo vital de los individuos.

Más concretamente, si este horizonte de planificación es suficientemente largo, es decir, si suponemos que $T \rightarrow \infty$, entonces la expresión [1] se convierte en la formulación tradicional para el consumo como un paseo aleatorio (Hall, 1978), es decir,

$$\Delta C_{it} = u_{it} \quad [2]$$

Así, el plan óptimo del agente consiste en mantener estable su consumo, de forma que el consumo esperado en t para el periodo $t + 1$ es el propio consumo en t . Es decir, el nivel de consumo a lo largo del tiempo sólo se ve alterado por la aparición de sorpresas en la renta (permanente). Entender dicha innovación en la renta permanente, exige relacionar la dinámica de la renta disponible con los cambios en los valores futuros esperados de la misma. Es decir, siguiendo a Flavin (1981), es posible obtener una expresión analítica para dicha innovación,

$$u_{it} = \frac{r}{1 + r} \sum_{k=0}^{\infty} (1 + r^{-k}) \{E_t - E_{t-1}\} Y_{it+k} \quad [3]$$

donde Y_t es la renta disponible y E_t representa la esperanza condicional a la información disponible en el período t . Resulta fácil comprobar que, dado un proceso estocástico para la renta, es posible utilizar la expresión [3] para ligar innovaciones o alteraciones en la renta con alteraciones en el consumo. En el epígrafe siguiente, siguiendo el trabajo de Deaton y Paxon (1994), se obtienen una serie de implicaciones respecto a la volatilidad del consumo, esto es, respecto a la desigualdad, según el modelo de la HRP antes esbozado.

2.2. Implicaciones sobre la desigualdad

En esta sección, se utilizan los resultados anteriores para extraer algunas hipótesis contrastables sobre la dinámica del consumo y la renta para distintas cohortes de individuos.

Resultado 1. *Dentro de cada cohorte la desigualdad en el consumo puede aumentar a lo largo del tiempo*

Deaton y Paxon (1994), muestran que, dentro de cada cohorte, la variabilidad del consumo será un función creciente con el tiempo. En este sentido, es fácil comprobar que resulta necesario suponer que la covarianza cruzada de la perturbación de la renta permanente, u_{it} ,

y el consumo, C_{it-1} es igual a cero (i.e.) $\text{Cov}(u_{it}, C_{it-1}) = 0$. Dado este supuesto se demuestra que tomando esperanzas condicionales en la expresión [2] se obtiene:

$$\text{Var}(C_{it}) = \text{Var}(C_{it-1}) + \sigma_{u, it}^2 \quad [4]$$

donde $\sigma_{u, it}^2$ es la varianza condicional de la perturbación de la renta permanente. La ecuación [4] implica que la varianza condicional del consumo aumentará a lo largo del tiempo. Sin embargo, ni el modelo de HRP es el único capaz de explicar este hecho ni esto sucederá bajo supuestos alternativos sino como consecuencia de los que se han tenido en cuenta, que no surgen como consecuencia de la HRP. Cabe preguntarse, por ejemplo, sobre el realismo de la hipótesis de independencia entre el consumo retardado y un período y la perturbación de la renta permanente. En este sentido, Deaton y Paxon (1994), sostienen que el supuesto es realista bajo dos condiciones: i) expectativas racionales, es decir, las innovaciones en la renta permanente son ortogonales a las variables que forman parte del conjunto de información de los individuos; ii) los valores retrasados del consumo agregado también han de formar parte del conjunto de información utilizada por la economía doméstica i en el momento t . Este supuesto que es habitual en la estimación de ecuaciones de Euler agregadas, puede ser demasiado restrictivo en estimaciones con datos microeconómicos tal como ponen de manifiesto por ejemplo Deaton (1992) y Pischke (1995). En presencia de covarianzas no nulas, la desigualdad en consumo dentro de cada cohorte puede aumentar, disminuir o mantenerse inalterada a lo largo del tiempo. Asimismo, la consideración de homogeneidad en las preferencias de los individuos que forman parte de la cohorte y el carácter fijo (por edad) de la pertenencia a cada cohorte tienen implicaciones favorables para que se cumpla el resultado anterior. Por ello, introducir heterogeneidad en las preferencias o considerar toda la población podría tener implicaciones sobre el incumplimiento del mismo.

Resultado 2. *La desigualdad en consumo aumenta con la edad*

Otro resultado que se desprende del trabajo de Deaton y Paxon (1994), relaciona la desigualdad en consumo con la edad. En concreto, puede demostrarse que la desigualdad en consumo aumentará con la edad, cualquiera que sea el proceso estocástico que caracterice a las fluctuaciones de la renta. Para explicitar formalmente esta relación, se supone que el horizonte temporal de las economías domésticas, no es infinito sino que es igual a T . Consecuentemente, el paseo aleatorio del consumo, expresión [1], puede escribirse como sigue:

$$\delta_t C_{it} = \frac{r}{1+r} A_{it} + \frac{r}{1+r} \sum_{k=0}^{T-t} (1+r)^{-k} E_t Y_{it+k} \quad [5]$$

expresión en la que hemos de suponer que T es la edad de retiro del individuo a partir de la cual ya no recibe más rentas¹. Resolviendo hacia atrás la expresión [5] se obtiene la siguiente expresión para el consumo

$$C_{it} = C_0 + \sum_{\tau=0}^t \delta_t^{-1} u_{i\tau} \quad [6]$$

¹ Si no hubiera ninguna percepción de ingresos después de la jubilación, no habría innovaciones en la renta permanente y, como consecuencia, no habría dispersión en los perfiles del consumo. Dado el comportamiento errático en consumo de los hogares después de la jubilación, en el ejercicio empírico excluimos aquellos en los que el cabeza de familia es jubilado (véase BANKS, BLUNDELL y TANNER, 1998).

Nuevamente, dado un proceso estocástico para la renta es posible derivar una expresión para u_{it} y asimismo para la volatilidad del consumo. El caso más simple consiste en suponer que las innovaciones en la renta permanente no están serialmente correlacionadas, esto es, que $\text{Cov}(u_{it}, u_{i\tau-k}) = 0$ para $k = 0, 1, \dots$, lo que implica que tomando varianzas en ambos lados de la expresión [6] resulta

$$\text{Var}(C_t) = \text{Var}(C_0) + \sum_{\tau=0}^t \delta_t^{-2} \sigma_{u,\tau}^2 \quad [7]$$

donde $\sigma_{u,\tau}^2$ representa la varianza de la innovación en la renta permanente con la edad τ . Por lo tanto, [7] deja claro que, independientemente del proceso de renta subyacente, la varianza del consumo se incrementa con la edad como consecuencia de las implicaciones del modelo de HRP.

Resultado 3. *El perfil de la desigualdad en consumo por edades dependerá de la renta*

Si bien la desigualdad en consumo no depende de las propiedades de la renta, tal como se ha puesto de manifiesto previamente, el perfil de la desigualdad en consumo por edades, esto es, la evolución a lo largo del ciclo vital, dependerá de forma determinante de las propiedades estocásticas de la renta. Para explicitar formalmente esta relación podemos partir de nuevo de la expresión [3], para bajo todos los supuestos previos llegar a la expresión [7] en la que $\sigma_{u,\tau}^2$ representa como siempre la varianza de la innovación en la renta permanente con la edad τ . Por lo tanto, la volatilidad del consumo a lo largo del ciclo vital dependerá de forma determinante de las propiedades de la volatilidad de la renta, que será función del proceso que siga la misma. Deaton y Paxson (1994), van incluso un paso más allá, explicitando que el perfil de desigualdad por edades, hasta la edad de la jubilación, podría ser cóncavo o convexo, dependiendo de las propiedades del proceso de la renta.

Aunque los anteriores resultados están íntimamente ligados, en la siguiente sección profundizaremos en las implicaciones que para la economía española tiene el resultado 2, dejando para futuros trabajos su relación con los resultados 1 y 3 anteriormente descritos. Las características de los datos, y en concreto la dificultad para medir correctamente la renta disponible de los individuos, hace complicado distinguir en la dinámica de la renta lo que son *shocks* fundamentales (permanentes y/o transitorios) frente a variaciones estadísticas en la misma debidas, por ejemplo, a la conocida presencia de errores de medida.

3. Datos y resultados

3.1. La base de datos

Los datos utilizados en este trabajo se toman de la ECPF y cubren el período 1985-1995. La unidad estadística es el hogar y la población considerada es el total de hogares encuestados, una vez excluidas las observaciones para las que no tenemos información para alguna de las variables relevantes y/o para las que las variables renta y consumo toman valores anómalos. Con los datos individuales correspondientes a los hogares, construimos cohortes utilizando la edad del sustentador principal para su identificación. Se establecen cuatro cohor-

tes por intervalos de diez años; es decir, agrupamos a los nacidos entre 1955 y 1965, entre 1945 y 1955, entre 1935 y 1945 y entre 1925 y 1935. Aunque se dispone de información trimestral para cada una de las cohortes, los resultados descriptivos que se presentan se obtienen tras agregar los datos de renta y consumo a sus correspondientes anuales. Sin embargo, para las regresiones se utilizan los datos trimestrales para disponer de un número suficiente de observaciones, aun cuando se controle por la posible estacionalidad de los datos mediante variables ficticias trimestrales. Los tamaños muestrales de cada una de las cohortes para cada año de la muestra permiten soslayar el problema de errores en variables que tan comúnmente se cita en este tipo de trabajos (Deaton, 1985, o Collado, 1998)².

La medida del consumo utilizada es una medida estricta del gasto en bienes y servicios no duraderos en la que no se incluyen bienes semi-duraderos como vestido y calzado, por ejemplo. La renta se aproxima mediante la renta total monetaria percibida por el hogar. Existe cierta discusión acerca de la importancia de la exclusión del gasto duradero (y semi-duradero) de la medida de consumo utilizada, ya que ello equivale a suponer la ausencia de sustitución entre este y el gasto no duradero a lo largo del tiempo y con la edad (véase, por ejemplo, Blundell y Preston, 1998). Tanto el gasto como la renta están deflactados por un índice de precios de consumo tipo Stone que incorpora como pesos todas las componentes incluidos del consumo no duradero, y ambas variables están corregidas utilizando como escala de equivalencia aquella que asigna 1 para el sustentador principal, 0,7 para el cónyuge y otros adultos del hogar y 0,5 para los hijos³.

3.2. *Desigualdad en consumo y en renta*

En este trabajo inicialmente se llevan a cabo los ejercicios descritos en Deaton y Paxton (1994). En este sentido se analiza la evolución de la desigualdad en renta y en consumo a lo largo del ciclo económico y a lo largo del ciclo vital, así como dentro de cada cohorte. Una vez realizadas estas contrastaciones se extrapolan las implicaciones de los resultados teóricos previamente comentados.

Si se analiza la distribución de renta y consumo en el primero y en el último de los años disponibles y consideramos la existencia de un consumidor medio, se observa una reducción de la desigualdad en la renta tanto calculada mediante la varianza del logaritmo como mediante el índice de Gini o el de Atkinson con diferentes parámetros de aversión a la desigualdad⁴. Sin embargo, si medimos la desigualdad mediante la variable de consumo medio, se produce

² En CUTANDA, LABEAGA y MOCHÓN (2004), se proporciona información acerca de los tamaños muestrales de las cohortes utilizadas en este trabajo.

³ Se ha excluido de la discusión cualquier mención a los problemas de medición del consumo y la renta que las encuestas conllevan. Es evidente que los resultados van a estar condicionados por dichos problemas. En particular, es bien sabido que los datos de renta de la ECPF incorporan importantes errores de medida, suficientemente puestos de manifiesto en otros contextos y que dichos problemas de medición afectan de diferente forma los indicadores de desigualdad utilizados. Para un estudio comparativo de utilización de renta o consumo con la ECPF, se puede consultar GRADÍN, CANTÓ y DEL RÍO (2004). Son también conocidos los problemas de medición del consumo por errores en la medida (infrecuencia de compra), por abstención de los consumidores (no participación) o por soluciones de esquina.

⁴ Este último índice incorpora un aspecto valorativo por parte de las autoridades, mediante el coeficiente de aversión que las mismas tienen por la desigualdad. Así, índices correspondientes a valores más elevados del parámetro de aversión otorgan progresivamente una valoración social mayor a las transferencias destinadas a colectivos de individuos con menores niveles de renta.

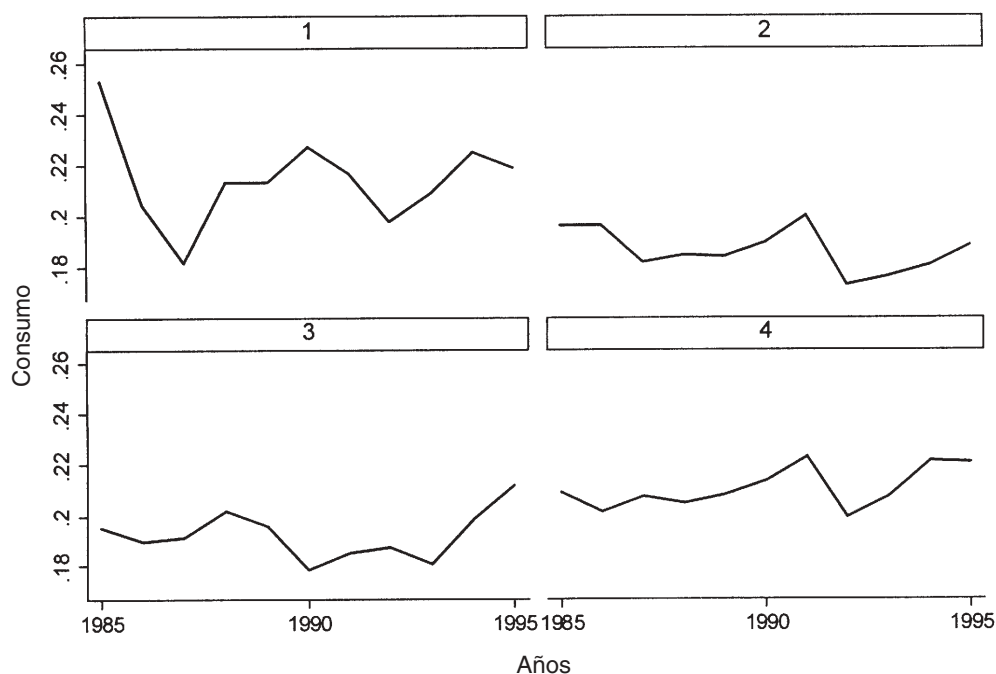
un incremento del 6,4 por 100 que se reduce al 2,3 por 100 si la medida se deflacta con la escala de equivalencia (Tabla 1, columna 5). Estos resultados sugieren primero, que la renta es más volátil que el consumo y, segundo, que las compensaciones (vía impuestos, por ejemplo) sirven para reducir diferencias en la distribución de la renta, algo que no se observa en la distribución del consumo. La dispersión en la renta es considerablemente mayor que en el consumo y esto se aprecia en ambos índices tanto en las cuatro cohortes como en el caso del consumidor representativo (véanse Figuras 1 y 2), lo que resulta consistente con la teoría en la que enmarcamos el modelo, en el sentido de que la renta es más volátil y los individuos actúan racionalmente ajustando su consumo, independientemente de dicha evolución.

TABLA 1
VARIACIONES EN LOS ÍNDICES DE DESIGUALDAD (1985-1995)

	COHORTE				TODAS LAS COHORTES
	1955-1965	1945-1955	1935-1945	1925-1935	
RENTA					
Varianza del log Gini	0,176 -0,062	-0,304 0,108	-0,029 -0,043	-0,338 -0,150	-0,205 -0,038
CONSUMO					
Varianza del log Gini	-0,155 -0,068	0,053 0,019	0,172 0,057	0,300 0,139	0,152 0,064
RENTA POR ADULTO EQUIVALENTE					
Varianza del log Gini	0,151 -0,077	-0,307 -0,079	-0,230 -0,157	-0,544 -0,150	-0,327 -0,117
Atkinson ($\alpha = 0,5$)	-0,179	-0,160	-0,294	-0,287	-0,223
Atkinson ($\alpha = 1,0$)	-0,108	-0,180	-0,263	-0,328	-0,206
CONSUMO POR ADULTO EQUIVALENTE					
Varianza del log Gini	0,135 -0,042	-0,040 -0,011	0,086 0,049	0,050 0,055	0,025 0,023
Atkinson ($\alpha = 0,5$)	-0,105	-0,043	0,106	0,120	0,006
Atkinson ($\alpha = 1,0$)	-0,106	-0,033	0,086	0,092	-0,002

FUENTE: Elaboración propia con datos de la ECPF (*Encuesta Continua de Presupuestos Familiares*).

FIGURA 1
VARIANZA DEL LOG DEL CONSUMO NO DURADERO POR COHORTES
Y POR ADULTO EQUIVALENTE



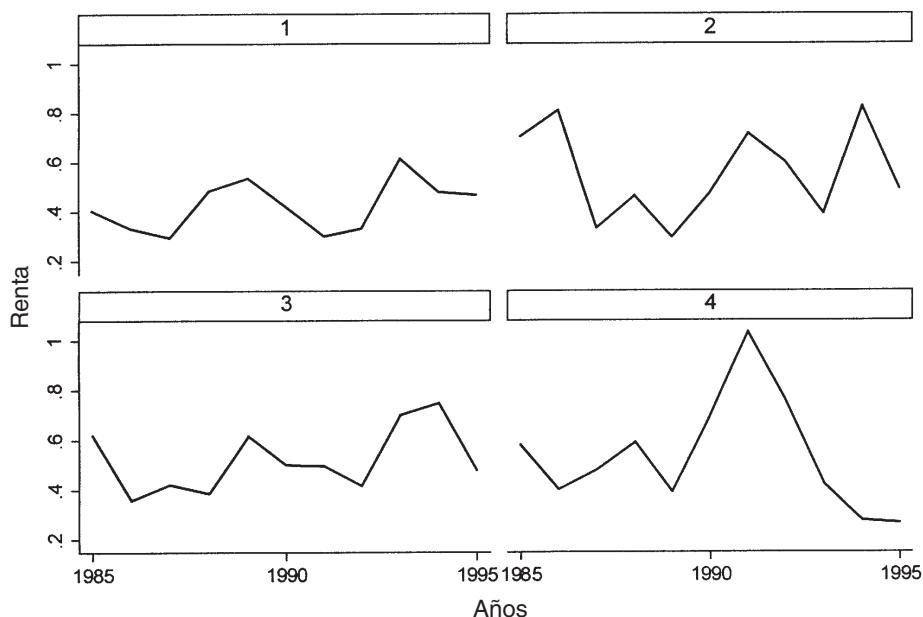
FUENTE: Elaboración propia con datos de la ECPF.

Por otra parte, parece conveniente no quedarse con el patrón observado en los datos de consumidor representativo ya que la introducción de heterogeneidad en la edad de los individuos proporciona algunas diferencias interesantes. Así, para los individuos más jóvenes se produce una reducción de la desigualdad tanto en renta como en consumo a lo largo de todo el período analizado, cuando se comparan los índices de Gini o de Atkinson⁵. El patrón de desigualdad en renta y renta por adulto equivalente es de disminución a lo largo de todo el período para el resto de cohortes, aumentando la desigualdad en consumo y consumo por adulto equivalente con la edad, de acuerdo a las predicciones del modelo. Este hecho parece confirmar el resultado segundo antes expuesto, si bien es conveniente esperar a los resultados de las distribuciones condicionadas que más adelante se presentan.

En este sentido, el estudio de la evolución seguida por las varianzas y covarianzas a lo largo de los once años estudiados permite observar globalmente una disminución de la desi-

⁵ Los índices de Atkinson sólo se presentan para las medidas de renta y consumo por adulto equivalente, aunque están disponibles para el resto de medidas. Se observan incrementos de la desigualdad en renta y renta por adulto equivalente cuando se mide mediante la varianza del logaritmo de las variables pero cabe matizar que esta medida es mucho más sensible a valores extremos de la distribución.

FIGURA 2
VARIANZA DEL LOG DE LA RENTA POR COHORTES
Y POR ADULTO EQUIVALENTE



FUENTE: Elaboración propia con datos de la ECPF.

gualdad durante lo que podríamos identificar como un primer sub-período, 1985-1991, y un aumento de la desigualdad en el segundo sub-período, en concreto a partir de finales de 1991. De esta forma, tanto las medidas basadas en la renta como las medidas basadas en el consumo permiten concluir que la desigualdad se redujo globalmente en el primero de los sub-períodos considerado, 1985-1991. Por lo que respecta al segundo de los sub-períodos, también ambas varianzas muestran un incremento de la desigualdad, a excepción de la varianza del consumo de la cohorte más joven y la varianza de la renta de la cohorte de mayor edad, para la que, por construcción, carecemos de los datos posteriores a 1993)⁶.

Los resultados de la Tabla 2 confirman nítidamente algunas conclusiones. Dos corolarios obvios se desprenden de estos resultados: la medición de la desigualdad basada en la renta o en el consumo puede dar lugar a resultados distintos (lo que aconseja revisar los resultados previos de la investigación empírica en España, basados casi por completo en la primera de las medidas citada) y el análisis desagregado de la misma incrementa la potencialidad del análisis, hasta el extremo de que puede matizar ampliamente las conclusiones del análisis realizado exclusivamente con datos agregados.

⁶ Aunque los valores de los índices no se presentan en este trabajo, se pueden consultar en CUTANDA, LABEAGA y MOCHÓN (2004). En todo caso, estos extremos se confirman en el análisis de regresión que se realiza.

TABLA 2
REGRESIONES, ÍNDICES DE DESIGUALDAD Y CAMBIOS

	Edad	Edad < 35	Edad > 55	Gini 1	Gini 2	Cambio
Período 1985-1995						
Var de lcr	0,0284 (0,005)	0,039 (0,012)	0,0545 (0,012)	0,2506	0,2856	0,1397
Var de linr	0,0316 (0,037)	0,0995 (0,096)	0,0214 (0,097)	0,2850	0,3469	0,2172
Var de lcrpa	0,0013 (0,004)	-0,0126 (0,011)	0,0263 (0,011)	0,2507	0,2542	0,0139
Var de linrpa	-0,0062 (0,036)	0,0695 (0,095)	-0,0073 (0,096)	0,3261	0,3046	-0,0659
Sub-período 1985.1-1991.3						
Var de lcr	0,0328 (0,008)	0,0034 (0,013)	0,0566 (0,013)	0,2496	0,2828	0,1330
Var de linr	0,0878 (0,052)	0,1097 (0,088)	0,0724 (0,089)	0,2853	0,3565	0,2496
Var de lcrpa	-0,0003 (0,007)	-0,0197 (0,012)	0,0268 (0,012)	0,2470	0,2529	0,0239
Var de linrpa	0,0426 (0,051)	0,0877 (0,087)	0,0413 (0,088)	0,3261	0,3244	0,0087
Sub-período 1991.4-1995.4						
Var de lcr	-0,0110 (0,017)	—	—	0,2514	0,2849	0,1333
Var de linr	0,1854 (0,175)	—	—	0,2807	0,3379	0,2038
Var de lcrpa	-0,0121 (0,014)	—	—	0,2583	0,2553	-0,0116
Var de linrpa	0,2090 (0,172)	—	—	0,3268	0,2850	-0,1279

NOTAS:

lcr es el logaritmo del consumo en términos reales y lcrpa es el logaritmo del consumo en términos reales y por adulto equivalente; linr es el logaritmo de la renta en términos reales y linrpa es el logaritmo de la renta por adulto equivalente en términos reales.

Bajo las columnas edad, edad < 35 y edad > 55 se recogen los coeficientes de la edad (errores estándar) en las regresiones de la varianza de cada una de las variables. En dichas regresiones también se utilizan como controles variables ficticias de cohorte cuando en la regresión se incluyen varias o todas las cohortes, variables ficticias trimestrales, variables ficticias anuales y una constante común.

Gini 1 es el coeficiente de Gini en la sub-muestra de hogares cuyos sustentadores principales tienen menos de 35 años y Gini 2 el coeficiente en la sub-muestra de hogares cuyos sustentadores principales tienen más de 55 años. Estos coeficientes se calculan bajo el supuesto de que la variable en cuestión se distribuye como una log normal.

FUENTE: Elaboración propia con datos de la ECPF.

La Tabla 2 presenta un análisis de regresión para estudiar cómo la varianza de la renta y el consumo depende del ciclo vital. Para ello se regresan dichos estadísticos sobre variables ficticias de cohorte, variables ficticias temporales (para controlar por *shocks* agregados), la edad del cabeza de familia y dos dummies para capturar si este efecto edad es no-lineal, es decir si la varianza de consumo y renta son estadísticamente distintas en la juventud frente a la madurez del cabeza de familia. Este análisis se realiza tanto para la varianza de consumo y renta del hogar en su conjunto, como para dichos estadísticos por adulto equivalente, es decir cuando controlamos por el tamaño del hogar. Dado que, para disponer del mayor número de observaciones posible, se han utilizado datos trimestrales, las regresiones también incluyen variables ficticias trimestrales para el control de la posible estacionalidad en las medidas de renta y consumo utilizadas.

Tres son los principales resultados. En primer lugar, controlar por el tamaño del hogar afecta al análisis de la evolución de la incertidumbre en el consumo. En concreto, para edades menores de 35 años, la incertidumbre en el consumo se reduce si se controla por el tamaño del hogar (es decir, cuando se analiza la varianza del consumo por adulto equivalente), mientras que aumenta en menor medida que para el hogar en su conjunto si el cabeza de familia tiene una edad superior a 55 años. En segundo lugar, la varianza de la renta se reduce para las edades superiores a 55 años siempre que se analice por adulto equivalente. En tercer lugar, dado que el modelo de referencia es un modelo de agente representativo, parece más adecuado analizar la relación entre ambas varianzas cuando se computan por adulto equivalente. En este caso, las dos últimas filas de la Tabla 2 proporcionan un resultado de interés. En general, la varianza del consumo crece débilmente con la edad, mientras que la varianza de la renta decrece con la edad. Sin embargo, estos resultados no son estadísticamente significativos. El resultado más destacado está asociado al claro aumento de la incertidumbre o variabilidad del consumo de los mayores de 55 años (el *t* ratio es de 2,4), sin que se aprecie un aumento significativo de la varianza de la renta. Un interpretación de este resultado estaría asociada al efecto ahorro precaución que afecta a este tipo de hogares, de forma diferenciada del que se observa en los adultos equivalentes de edades inferiores a 35 años.

La reducción de la desigualdad en la renta en la cohorte de mayor edad está posiblemente reflejando la extensión y mejora del sistema de pensiones, si bien el mantenimiento de la varianza del consumo a lo largo del período cuestiona la idoneidad de dicha política como instrumento redistributivo. Es también cierto que la renta incorpora el sistema fiscal mientras el consumo no lo hace, por lo que el tratamiento de los descendientes y ascendientes en el IRPF puede estar afectando los resultados en cuanto a desigualdad en ambas medidas se refiere. Los resultados parecen estar reflejando diferencias notables en los patrones de consumo y ahorro entre las distintas cohortes, diferencias que conocemos de los resultados de otros estudios. Los mayores cubren algunas de sus necesidades más perentorias, como la adquisición de alimentos, medicinas y transporte, a través de servicios públicos, pues para ellos tienen un menor coste que para los más jóvenes. Por otro lado, su preferencia por el consumo parece ser menor y la estructura del mismo distinta, más centrada en partidas básicas como la alimentación y la vivienda, que la de cohortes más jóvenes, lo que podría explicar el mantenimiento de la varianza del consumo que observábamos antes.

En la Tabla 2 también se constata que, por subperiodos, no parecen existir diferencias significativas en la dinámica de la desigualdad, medida tanto a partir del consumo como de la renta. Nótese que, desde el punto de vista empírico, no es posible identificar los efectos

edad en el segundo subperíodo, salvo que se eliminasen las dummies de cohorte, lo que dificultaría la comparación. Sin embargo, a partir de las estimaciones disponibles para el período completo y el primer subperíodo se puede inferir que los resultados para el segundo subperíodo no arrojan aspectos notablemente reseñables.

4. Conclusiones

En este trabajo se han analizado algunas de las predicciones del modelo de la HRP. En concreto se ha hecho especial hincapié en como ha evolucionado la desigualdad en consumo y renta con la edad de los individuos. Los datos utilizados se han tomado de la ECPF y cubren el período 1985-1995 para la economía española. Los principales resultados pueden resumirse en los siguientes puntos. En primer lugar, la conveniencia de utilizar datos desagregados para evitar que la agregación encubra comportamientos diferenciados. En segundo lugar, y contrariamente a la evidencia con datos agregados, la dispersión en la renta resulta ser significativamente mayor que la del consumo (no duradero) de acuerdo con lo que predice el modelo utilizado. Controlar por el tamaño del hogar afecta al análisis de la evolución de la incertidumbre. La varianza de la renta se reduce para edades superiores a 55 años, al expresarse en términos de adulto equivalente.

Este trabajo abre líneas de investigación futuras al objeto de tratar de ligar con un modelo estructural para la dinámica de la renta, las implicaciones que las innovaciones en la misma provocan sobre el consumo a lo largo del ciclo vital de los individuos. Como se ha mencionado, para ello resulta crucial poder disponer de mediciones de la renta lo más adecuadas posibles. Una posible extensión de este trabajo podría ser tratar de fusionar la información del consumo de la ECPF con la información de la renta disponible usando fuentes estadísticas alternativas.

Referencias bibliográficas

- [1] BANKS, J.; BLUNDELL, R. y TANNER, S. (1998): «Is there a retirement-savings puzzle?», *American Economic Review*, 88, 769-788.
- [2] BARRETT, G. F.; CROSSLEY, T. F. y WORSWICK, C. (2000): «Consumption and income inequality in Australia», *The Economic Report*, 76, 116-138.
- [3] BLUNDELL, R., y PRESTON, I. (1998): «Consumption inequality and income uncertainty», *The Quarterly Journal of Economics*, 113, 603-640.
- [4] COLLADO, M. D. (1998): «Estimating dynamic models from time series of independent cross-sections», *Journal of Econometrics*, 82, 37-62.
- [5] CUTANDA, A.; LABEAGA, J. M. y MOCHÓN, F. (2004): «Análisis de la desigualdad en España y su relación con algunas variables demográficas», UNED, mimeo.
- [6] CUTLER, D. y KATZ, L. (1992): «Rising inequality?, changes in the distribution of income and consumption in the 1980s», *American Economic Review*, 82, 546-561.
- [7] DEATON, A. S. (1985): «Panel data from time series of cross-sections», *Journal of Econometrics*, 30, 109-126.
- [8] DEATON, A. S. (1992): *Understanding Consumption*. University of Oxford. Clarendon Press.

- [9] DEATON, A. S. y PAXON, C. H. (1994): «Intertemporal choice and inequality», *Journal of Political Economy*, 102, 437-467.
- [10] FLAVIN, M. (1981): «The adjustment of consumption to changing expectations about future income», *Journal of Political Economy*, 89, 974-1009.
- [11] GRADÍN, C.; CANTÓ, O. y DEL RÍO, C. (2004): «Inequality, poverty and mobility: choosing income or consumption as welfare indicators», *Papeles de Trabajo* 18/04, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- [12] HALL, R. E. (1978): «Stochastic implications of the life-cycle permanent income hypothesis: theory and evidence», *Journal of Political Economy*, 86, 971-988.
- [13] PENDAKUR, K. (1998): «Family income and consumption inequality in Canada over 1978-1992», *Review of Income and Wealth*, 44(2), 259-283.
- [14] PISHCKE, J. S. (1995): «Individual income, incomplete information and aggregate consumption», *Econometrica*, 63, 805-840.
- [15] RIOS-RULL, J. V. (2002): «Desigualdad, ¿qué sabemos?», *Investigaciones Económicas*, XXVI, 221-254.

