

Título:

**EL IMPACTO DEL DESEMPLEO Y LA INFLACIÓN SOBRE EL REPARTO DEL
INGRESO MONETARIO DE LOS HOGARES ESPAÑOLES. UN ANÁLISIS
TRIMESTRAL**

Autores:

LODEIRO HERMIDA, María José^(*)(chencho@udc.es)

ARRANZ PÉREZ, Matilde^(*)(epy@udc.es)

IGLESIAS VÁZQUEZ, Emma María^()**(emiglesias@cardiff.ac.uk)

Resumen:

Entre las numerosas formas en que se puede abordar el estudio de la distribución de la renta, el enfoque elegido, en este trabajo, ha sido el de examinar la influencia que factores macroeconómicos, concretamente la inflación y el desempleo, tienen sobre el tamaño de la distribución.

El estudio se realiza con datos de la economía española para el período 1985 a 1996. Aunque existen algunos trabajos en esta misma línea, aquí se han utilizado datos trimestrales. La estimación de un modelo trimestral, ha permitido ratificar el efecto regresivo del desempleo y el efecto igualizador de la inflación sobre el reparto de los ingresos, impactos que ya habían sido constatados anteriormente.

Palabras clave: distribución de la renta, desigualdad, economía española.

(*) Deptº de Economía Aplicada II. Universidad de A Coruña

() Business School. Cardiff University**

EL IMPACTO DEL DESEMPLEO Y LA INFLACIÓN SOBRE EL REPARTO DEL INGRESO MONETARIO DE LOS HOGARES ESPAÑOLES. UN ANÁLISIS TRIMESTRAL

1. INTRODUCCIÓN.

El análisis de la distribución de la renta puede plantearse desde muy distintas perspectivas. La valoración de los efectos del crecimiento económico y de los cambios demográficos, sociales y tecnológicos sobre la mencionada distribución, o el estudio de las condiciones que determinan la cuota de renta de los individuos o de los grupos en los que se divide la sociedad, son el objetivo de numerosos ensayos relacionados con este tema.

Algunas investigaciones se centran en la búsqueda de formas funcionales que permitan describir, adecuadamente, la distribución de la renta, y otras, en la construcción de indicadores que sirvan para valorar la evolución de la desigualdad o de la pobreza. No podemos olvidar la importancia de estos estudios pero, en este caso, considerando el propósito del trabajo que hemos desarrollado, debemos destacar la relevancia del examen de los factores que pueden explicar los movimientos en la propia distribución. La finalidad que perseguimos es analizar el impacto de las variaciones de la tasa de desempleo y de la tasa de inflación, sobre las cuotas de los cinco quintiles de la distribución de los ingresos monetarios de las familias españolas.

La información trimestral sobre el indicador seleccionado ha sido facilitada directamente por el Instituto Nacional de Estadística, sobre la base de las Encuestas Continuas de Presupuestos Familiares, para el período 1985:1-1996:4. Es importante advertir que los datos, expresados en millones de pesetas corrientes, se han utilizado sin efectuar ningún tipo de corrección por ocultación.

La infravaloración que se produce en las declaraciones que hacen los individuos sobre sus ingresos es, sin duda, uno de los principales obstáculos que se presentan en los trabajos que se realizan en este campo. Algunos investigadores se apartan del problema proponiendo la sustitución de la variable ingreso por la variable gasto, y otros, se enfrentan a él, ofreciendo distintos mecanismos para corregir la ocultación (Callealta, Casas y Núñez (1996)).

Somos conscientes de la subvaloración, sobre todo en el caso de las partidas relacionadas con los ingresos por cuenta propia y las rentas del capital y la propiedad, y por

tanto, sabemos que este hecho puede condicionar el análisis y las conclusiones. Pero también creemos que la corrección de la ocultación descansa sobre la base de supuestos que, en la práctica totalidad de los casos, podrían ser cuestionados.

La variable objeto de estudio (ingreso monetario de los hogares españoles) se obtiene sumando los ingresos monetarios netos que perciben los miembros de los hogares españoles, por distintos conceptos. El propio Instituto Nacional de Estadística establece una clasificación atendiendo a su procedencia:

- a) Ingresos del trabajo por cuenta ajena. En esta clase se incluyen, básicamente, los sueldos y salarios.
- b) Ingresos del trabajo por cuenta propia. En este grupo figuran los ingresos de trabajadores independientes, empresarios o empleadores, por el desarrollo de actividades empresariales, profesionales o artísticas.
- c) Rentas del capital y la propiedad. En esta categoría se computan: rendimientos del capital mobiliario, alquileres de inmuebles, intereses de préstamos, rendimientos de rentas temporales o vitalicias, entre otros.
- d) Transferencias regulares. En esta clase se incluyen los importes percibidos por: prestaciones de desempleo, jubilación, invalidez, viudedad y orfandad; salario social; donaciones de instituciones; transferencias regulares de otros hogares, entre otros.
- e) Otros ingresos monetarios. Este grupo recoge al resto de los ingresos monetarios no especificados, entre los que figuran los percibidos por transferencias y prestaciones sociales extraordinarias.

2. LAS CUOTAS DE PARTICIPACIÓN DE LOS INGRESOS MONETARIOS DE LOS DISTINTOS QUINTILES.

Utilizando los datos de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (1985:1-1996:4), hemos calculado la participación de los ingresos monetarios de cada quintil sobre el total de los ingresos monetarios (1), para cada uno de los trimestres considerados, con el objetivo de observar la evolución temporal de las cuotas correspondientes a los cinco intervalos de la distribución.

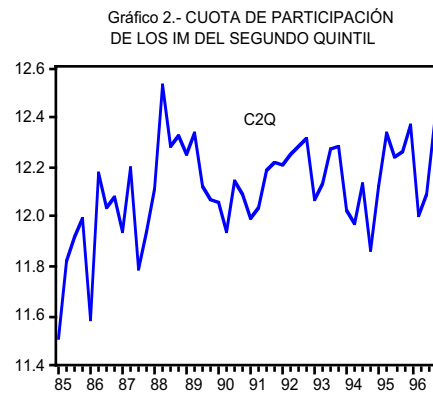
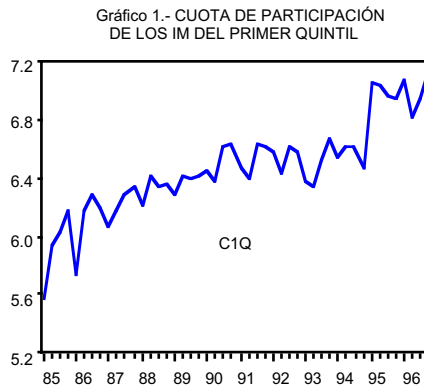
$$CiQ = \frac{ITiQ}{IT} * 100 \quad i = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (1)$$

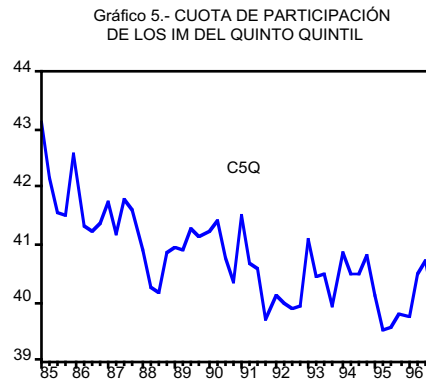
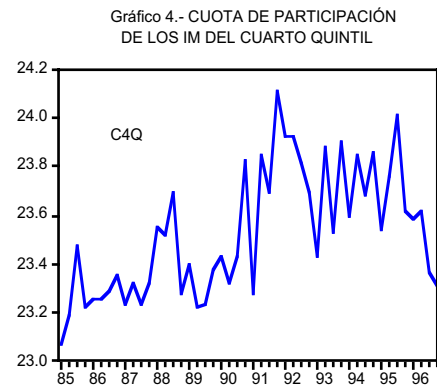
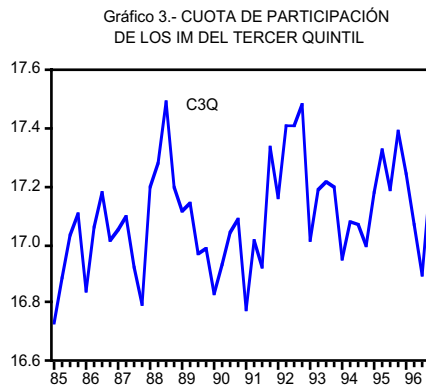
CiQ es la cuota de participación trimestral de los ingresos monetarios del quintil iº, ITiQ, los ingresos monetarios totales trimestrales del quintil iº e IT los ingresos monetarios totales trimestrales. Estas dos últimas variables se obtienen como:

$$ITiQ = CAiQ + CPiQ + RCiQ + TRiQ + OliQ$$

$$IT = IT1Q + IT2Q + IT3Q + IT4Q + IT5Q$$

CAiQ son los ingresos monetarios trimestrales por cuenta ajena del quintil iº, CPiQ son los ingresos monetarios trimestrales por cuenta propia del quintil iº, RCiQ los ingresos monetarios trimestrales por rentas del capital y propiedad del quintil iº, TRiQ los ingresos monetarios trimestrales por transferencias regulares del quintil iº y OliQ los otros Ingresos monetarios trimestrales del quintil iº.





A través de los gráficos se pueden observar dos características importantes. En primer lugar, que las variaciones experimentadas por las cuotas de participación de los distintos recipientes, a través del tiempo, no son elevadas. Y, en segundo lugar, que el aumento que registran las cuotas de participación correspondientes a la parte inferior de la distribución, a lo largo del período analizado, se realiza, básicamente, a costa de la participación del 20% superior.

3. EFECTOS DE LAS VARIACIONES EN LA TASA DE PARO Y EN LA TASA DE INFLACIÓN SOBRE LAS CUOTAS DE LOS QUINTILES.

Para estudiar los efectos que producen las variaciones en la tasa de paro y en la tasa de inflación sobre el reparto, por quintiles, del ingreso monetario de los hogares españoles, se ha tomado como referencia el modelo de series de tiempo propuesto por Blinder y Esaki en

1978 (2). Este modelo ya había sido estimado, con datos anuales, para Estados Unidos (Blinder y Esaki (1978)), Reino Unido (Nolan (1989)), Suecia (Björklund (1991)) y España (Pena (1996) y Lodeiro (2000)).

$$CiQ_t = \alpha_i + \beta_i TP_t + \delta_i TI_t + \gamma_i T_t + \varepsilon_t \quad i = 1, \dots, 5 \quad (2)$$

CiQ_t es la cuota de participación del quintil i^o en el ingreso monetario total del trimestre t^o , TP_t es la tasa de paro en el trimestre t^o , TI_t es la tasa de inflación en el trimestre t^o y T_t es la tendencia temporal lineal (1985:1 = 1, ..., 1996:4 = 48).

Para valorar la tasa de inflación (TI) utilizamos el deflacionador implícito del Producto Interior Bruto que se deriva de la Contabilidad Nacional de España (Base 1986). Las tasas de paro (TP) se obtienen a través de la información que facilita la Encuesta de Población Activa (EPA).

En cada período " t ", la suma de las cuotas (CiQ_t) tiene que ser igual a la unidad. Esta es la razón por la cual se imponen al modelo las siguientes restricciones:

$$\sum_1^5 \alpha_i = 1 \quad \sum_1^5 \beta_i = \sum_1^5 \delta_i = \sum_1^5 \gamma_i = 0 \quad \sum_1^5 \varepsilon_i = 0 \quad \forall t \quad (3)$$

El sistema anterior (2) es un conjunto de regresiones "aparentemente no relacionadas". Zellner (1962) desarrolla un método de estimación eficiente de este tipo de sistemas (SURE). Como la técnica equivale a la aplicación del método de mínimos cuadrados ordinarios para cada ecuación, cuando todas se especifican con los mismos regresores, se ha utilizado este último procedimiento.

Las tablas que se muestran a continuación (tablas 1-5) recogen los resultados obtenidos en la estimación, que se realiza excluyendo del modelo la variable tiempo. Este regresor mostró una elevada correlación lineal con la variable que mide la inflación, y sólo es significativo en el caso del primer quintil.

Tabla 1. Variable Dependiente: C1Q Mínimos Cuadrados Ordinarios. Muestra: 1985:1 1996:4				
Variable	Coefficiente Estimado	Error Estándar	Estadístico "t"	Probabilidad
Constante	0.053335	0.001875	28.43847	0.0000
TP	-0.017993	0.009045	-1.989265	0.0528
TI	0.011265	0.000897	12.56428	0.0000
$R^2=0.7819$ $SCE=0.0001$ $\%RECM=2.35$ $DW=1.35$ $F=80.69$ $Prob(F)=0.000$				

Tabla 2. Variable Dependiente: C2Q Mínimos Cuadrados Ordinarios. Muestra: 1985:1 1996:4				
Variable	Coefficiente Estimado	Error Estándar	Estadístico "t"	Probabilidad
Constante	0.120025	0.002054	57.60140	0.0000
TP	-0.019437	0.010050	-1.934123	0.0594
TI	0.003786	0.000996	3.800913	0.0004
$R^2=0.2517$ $SCE=0.0001$ $\%RECM=1.39$ $DW=1.40$ $F=7.57$ $Prob(F)=0.001$				

Tabla 3. Variable Dependiente: C3Q Mínimos Cuadrados Ordinarios. Muestra: 1985:1 1996:4				
Variable	Coefficiente Estimado	Error Estándar	Estadístico "t"	Probabilidad
Constante	0.168069	0.002086	80.58273	0.0000
TP	-0.001325	0.010059	-0.131770	0.8958
TI	0.002397	0.000997	2.404314	0.0204
R ² =0.1205 SCE=0.0001 %RECM=0.99 DW=1.24 F=3.08 Prob(F)=0.055				

Tabla 4. Variable Dependiente: C4Q Mínimos Cuadrados Ordinarios. Muestra: 1985:1 1996:4				
Variable	Coefficiente Estimado	Error Estándar	Estadístico "t"	Probabilidad
Constante	0.229607	0.002486	92.35321	0.0000
TP	-0.014003	0.011991	-1.167855	0.2490
TI	0.006407	0.001189	5.390989	0.0000
R ² =0.3943 SCE=0.0002 %RECM=0.86 DW=1.43 F=14.64 Prob(F)=0.000				

Tabla 5. Variable Dependiente: C5Q Mínimos Cuadrados Ordinarios. Muestra: 1985:1 1996:4				
Variable	Coefficiente Estimado	Error Estándar	Estadístico "t"	Probabilidad
Constante	0.428964	0.005957	72.01383	0.0000
TP	0.052759	0.028728	1.836473	0.0729
TI	-0.023855	0.002848	-8.377364	0.0000
R ² =0.6110 SCE=0.0011 %RECM=1.94 DW=1.35 F=35.35 Prob(F)=0.000				

La información que facilitan el coeficiente de determinación (R^2) y la raíz del error cuadrático medio expresada en porcentaje del valor medio de la endógena (%RECM) no conducen a la misma conclusión, puesto que valores bajos para R^2 se traducirían en una baja bondad de ajuste y, por el contrario, valores bajos para el %RECM, en una elevada bondad de ajuste. En nuestro caso, parece más adecuado opinar utilizando el segundo estadístico. En efecto, aunque las sumas de los cuadrados de los errores toman valores relativamente pequeños, son elevados si se comparan con los que corresponden a las

varianzas de las cuotas, lo que se traduce en valores bajos para el coeficiente de determinación. Esta circunstancia está vinculada con la escasa variabilidad que presentan las variables explicadas en el período muestral, lo que puede notarse analizando los bajos valores que toman los coeficientes de variación ($CV_{1Q}=0.082$; $CV_{2Q}=0.016$; $CV_{3Q}=0.0105$; $CV_{4Q}=0.011$; $CV_{5Q}=0.019$).

Con respecto a la significatividad de los coeficientes podemos notar que en el caso del primer y segundo quintil todos son estadísticamente significativos para valores pequeños y, en el caso del quinto, para niveles inferiores al 8%. En el tercero y en el cuarto quintil tan sólo se muestra relevante la tasa de inflación.

A través del modelo estimado podemos describir una relación inversa o negativa entre el desempleo y las cuotas de participación de los cuatro primeros quintiles, pues el efecto estimado de un incremento unitario en la tasa de paro es negativo, en todos los casos. El comportamiento de la cuota de participación del quintil superior es justamente el contrario, pues el 20% más alto de la distribución gana lo que pierde el 80% más bajo.

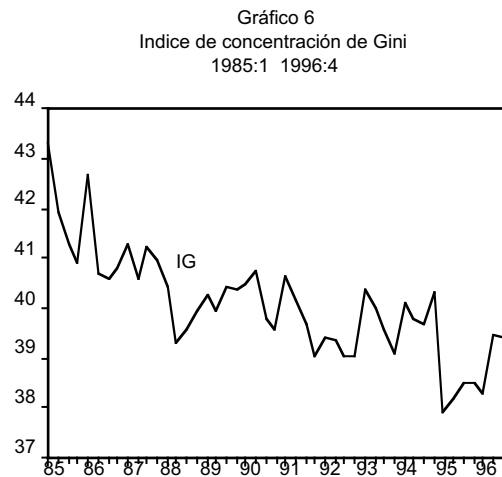
En principio, la lectura de los resultados nos permitiría relacionar los incrementos de la tasa de paro con aumentos de la desigualdad en la distribución, ya que las cuotas de los cuatro primeros quintiles se ven negativamente afectadas ante un aumento del desempleo, y la del quintil superior se ve afectada de forma positiva.

Por el contrario, la inflación parece ser un instrumento eficaz para mejorar el reparto de los ingresos, pues concentra su efecto negativo sobre la participación del 20% superior de la distribución. Esta respuesta es concordante con el mayor peso que tienen las rentas del capital y la propiedad sobre el total de los ingresos, en el caso del último quintil.

4. EFECTOS DE LAS VARIACIONES EN LA TASA DE PARO Y EN LA TASA DE INFLACIÓN SOBRE LA CONCENTRACIÓN DE LOS INGRESOS MONETARIOS DE LOS HOGARES ESPAÑOLES.

Para analizar los efectos que producen los cambios en las condiciones macroeconómicas sobre la concentración del ingreso monetario de los hogares españoles, hemos especificado una relación en la que se explica el comportamiento del índice de Gini a través de la tasa de paro y de la tasa de inflación, siguiendo las líneas de investigación de

Schultz (1969) y Buse (1982). Los valores correspondientes al índice de concentración de Gini se obtienen partiendo de la distribución, por quintiles, de los ingresos monetarios de los hogares españoles.



Las variaciones que experimenta el índice de Gini, en el período analizado, son relativamente pequeñas, pero permiten apreciar una tendencia decreciente en la concentración del ingreso a lo largo del período (gráfico 6). No obstante, es importante recordar que se debe limitar el alcance de las conclusiones que hacen referencia a la consecución de una sociedad más igualitaria, si consideramos el problema de la subvaloración de los ingresos y su desigual reparto entre los distintos intervalos de la distribución.

En realidad, creemos que es posible que los pobres sean menos pobres en el año 1996, pero no podríamos asegurar que la mejora de su situación económica se haga a costa de los más ricos, pues ese cambio podría estar asociado con el empobrecimiento de una porción importante de la clase media situada, por el volumen de ingresos que declara percibir, en la parte superior de la distribución de la renta.

Con el fin de contrastar las conclusiones a las que habíamos llegado después de analizar el impacto de los aumentos de la tasa de paro y de la tasa de inflación, sobre las cuotas de participación de los distintos quintiles de la distribución, se estima (MCO en el período 1985:1 a 1996:4) el modelo:

$$IG_t = \beta_0 + \beta_1 TP_t + \beta_2 TI_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

en donde IG_t es el Índice de Gini en el trimestre t , TP_t es la tasa de paro en el trimestre t y TI_t es la tasa de inflación en el trimestre t .

Tratamos de saber si los resultados de la estimación de este modelo (4), apoyan las conclusiones principales del análisis, que apuntan hacia un efecto regresivo del desempleo y hacia un efecto igualizador de la inflación, sobre la distribución de los ingresos monetarios de los hogares españoles.

A la vista de los resultados obtenidos (tabla 6), podemos notar que la tasa de inflación es muy significativa y la tasa de paro lo es a un nivel inferior al 9%; la bondad del ajuste no es, en realidad, tan baja como indica el coeficiente de determinación, ya que se ha obtenido un valor pequeño para la raíz del error cuadrático medio expresado en porcentaje del valor medio de la endógena.

La relación estimada entre la tasa de paro y el índice de concentración de Gini es directa o positiva. Esto viene a confirmar, tal y como esperábamos, que un incremento en la tasa de paro se traduciría en un aumento de la concentración de los ingresos, y por tanto, en un incremento de la desigualdad en la distribución.

<p>Tabla 6. Variable Dependiente: IG</p> <p>Mínimos cuadrados ordinarios. Muestra: 1985:1 1996:4</p>				
Variable	Coef. Estimado	Error estándar	Estadístico "t"	Probabilidad
Constante	0.432366	0.007892	54.78833	0.0000
TP	0.067075	0.038060	1.762333	0.0848
TI	-0.034434	0.003773	-9.127319	0.0000
<p>$R^2=0.6522$ $SCE=0.001973$ $\%RECM=2.70$ $DW=1.44$ $F=42.18$ $Prob(F)=0.000$</p>				

El coeficiente estimado correspondiente a la variable tasa de inflación es negativo. Esto indica la existencia de una relación inversa o negativa entre la citada variable y el índice de Gini, lo que apoyaría el carácter de la inflación como instrumento útil para mejorar el reparto de los ingresos.

5. CONCLUSIONES.

El análisis que hemos desarrollado pone de manifiesto el impacto regresivo del desempleo y el impacto igualizador de la inflación sobre la distribución de los ingresos. Estos efectos ya habían sido señalados en la mayoría de los estudios precedentes, realizados con información anual. En este trabajo, tratamos de analizar el comportamiento cuando se dispone de información trimestral.

A pesar del problema de la ocultación que se presenta, sobre todo, con algunos tipos de ingreso, hemos podido observar que los impactos del desempleo y de la inflación sobre la uniformidad del reparto de los ingresos son concordantes con las hipótesis teóricas que otorgan a los quintiles más bajos de la distribución de la renta una mayor dependencia de las renta salariales y, a los más altos, un mayor peso de las rentas no salariales.

REFERENCIAS

- Björklund, A. (1991). "Unemployment and Income Distribution: Time Series Evidence from Sweden". *Scandinavian Journal of Economics*, 93 (3), 457-465.
- Blank, R. y Blinder, A. S. (1985). "Macroeconomics, Income Distribution and Poverty". Princeton University Nber, Working Paper nº 1567, 1-59.
- Blinder, A. S. y Esaki, H. Y. (1978). "Macroeconomic Activity and Income Distribution in the Postwar United States". *Review of Economics and Statistics*, 60 (4), 604-609.
- Buse, A. (1982). "The Cyclical Behavior of the Size Distribution of Income in Canada: 1947-78". *Canadian Journal of Economics*, 15 (2), 189-204.
- Callealta, F.J., Casas, J.M. y Núñez, J.J. (1996). "Distribución de la Renta per cápita Disponible en España: Descripción, Desigualdad y Modelización" en *Distribución Personal de la Renta en España*, Pirámide, Madrid, 425-863.
- Lodeiro, M.J. (2000). El impacto de las condiciones macroeconómicas sobre el tamaño de la distribución de la renta: especial consideración del desempleo. Un ejercicio de simulación para la economía española. Tesis Doctoral. Mimeo.
- Nolan, B. (1989). "Macroeconomic Conditions and the Size Distributions of Income: Evidence for UK", en *Macroeconomics Problems and Policies of Income Distribution*.

Edward Elgar, Londres, 115-137.

Pena, B. (1996). "Los Factores Condicionantes de la Distribución de la Renta Personal y sus Efectos sobre la misma", en *Distribución Personal de la Renta en España*, Pirámide, Madrid, 867-929.

Schultz, T.P. (1969). "Secular Trends and Cyclical Behavior of Income Distribution in the United States: 1944-65". *Six Papers on the Size Distribution of Wealth and Income. Studies in Income and Wealth by the Conference on Research in Income and Wealth*. Lee Soltow ed., vol. 3, New York, 75-100.

Zellner, A. (1962). "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.