

## LA DESIGUALDAD EN EL SISTEMA DE PENSIONES CONTRIBUTIVAS DE LA SEGURIDAD SOCIAL. UN ANÁLISIS DE LA PENSIÓN MEDIA POR REGIONES

Alicia de las Heras Camino

*Cuerpo Superior de Actuarios de la Seguridad Social*

---

### EXTRACTO

El presente artículo recoge un estudio de la pensión media del sistema contributivo de la Seguridad Social por provincias y comunidades autónomas (incluyendo las dos ciudades autónomas de Ceuta y Melilla), en la medida en que esta partida presupuestaria ocupa un lugar cada vez más destacado en el conjunto de los Presupuestos de la Seguridad Social, a la vez que se hace un análisis temporal y de las relaciones entre los resultados obtenidos y la capacidad de compra de las regiones españolas.

Dada la evolución que se está experimentando en las magnitudes de mayor influencia en el gasto social, tales como la esperanza de vida, la tasa de dependencia y la ratio afiliados versus pensionistas, es de especial relevancia el analizar la desigualdad y concentración en la distribución de la nómina de pensiones.

Profundizando en este análisis, en este estudio se determina la contribución a la desigualdad total que es atribuible a las diferencias existentes entre las distintas comunidades autónomas a las que pertenece cada provincia o a la existente en el seno de dichas comunidades. Así, empleando índices de entropía generalizada, y el índice de Theil como caso concreto de estos, se presenta el peso que la desigualdad dentro de cada comunidad autónoma tiene en el conjunto de la desigualdad calculada, y el porcentaje explicado por la desigualdad existente entre dichas comunidades autónomas.

Por otro lado, se analiza el comportamiento que la desigualdad y concentración en la distribución de la nómina de pensiones contributivas no solo desde la perspectiva territorial, sino teniendo en cuenta la modalidad de pensión que se está tratando, observando las diferencias existentes en las distintas clases de pensiones contributivas que se contemplan en el sistema de la Seguridad Social español. Finalmente, en este estudio se añade la vertiente temporal, considerando la evolución de la desigualdad y concentración a lo largo de diferentes años, junto con un estudio por regímenes y su relación con la capacidad de compra, medida a través del PIB per cápita.

Los resultados obtenidos en el estudio realizado permiten localizar dónde radica la mayor desigualdad en las distintas pensiones contributivas pagadas por el sistema de Seguridad Social con el fin de poder detectar qué medidas serían más oportunas para conseguir una distribución equitativa en la nómina de pensiones.

**Palabras claves:** sistema de Seguridad Social, pensión media, comunidades autónomas, provincias, índices de desigualdad, regímenes de Seguridad Social y PIB per cápita.

---

*Fecha de entrada: 26-11-2014 / Fecha de aceptación: 30-11-2014*

## INEQUALITY IN THE CONTRIBUTORY PENSION SYSTEM OF THE SOCIAL SECURITY. AN ANALYSIS OF THE AVERAGE PENSION BY REGIONS

Alicia de las Heras Camino

---

### ABSTRACT

In this article the author describes the average pension of the contributory system of the Spanish Social Security attending to the different provinces and autonomous regions, considering the important Public Budget that is dedicated to the Social Security. Not only the regions are studied but also a temporary study is presented, and showing the relations between the results obtained and the purchasing power of the Spanish regions.

In this study, the importance of the evolution of the most influential figures in the Social Security, such as the life expectancy are the dependency ratio (Social Security contributors versus pensioners) make very interesting the analysis of the inequality and concentration distribution between the Social Security pensioners.

Taking this first analysis, the contribution to total inequality attributable to differences between autonomous communities is calculated, differencing the within and the between group inequality. In order to get it, the author uses generalized entropy index, and the Theil index, as a particular case.

On the other hand, the inequality is not only studied from the territorial perspective, but also considering the type of pension, noting the differences between them. Finally, in this study the temporal dimension is added, considering the evolution of inequality and concentration over different years, along with a study of the relationship between the behavior of the Social Security pensions and the purchasing power, measured by per capita GDP, in every region.

The results show the within and the between group inequality components, the inequality caused by the kind of pensions, Social Security schemes, and the relation with the per capita GDOP, in order to identify which measures would be most appropriate to achieve an equitable distribution in pensions.

**Keywords:** Social Security system, average pension, autonomous regions, provinces, inequality measures, Social Security schemes and per capita GDP.

---

---

## Sumario

1. Introducción
  2. El sistema de Seguridad Social
    - 2.1. La nómina de pensiones contributivas del sistema de Seguridad Social
  3. La desigualdad y concentración en la distribución de la nómina de pensiones
    - 3.1. Medidas de desigualdad y concentración
      - 3.1.1. Propiedades deseables de los indicadores para medir la desigualdad
      - 3.1.2. La curva de Lorenz y el índice de Gini
      - 3.1.3. Índices basados en funciones del bienestar social
      - 3.1.4. Índices basados en entropía
  4. Análisis territorial
    - 4.1. Desigualdad en el total de pensiones contributivas
      - a) Análisis por provincias
      - b) Análisis por comunidades autónomas
  5. Comportamiento por modalidad de pensión
    - A) Pensión de jubilación
    - B) Resto de pensiones
  6. Desigualdad entre modalidades de pensiones
  7. Evolución temporal
  8. Análisis por regímenes
  9. Distribución de la nómina de pensiones contributivas y capacidad de compra
  10. Conclusión
- Bibliografía

## 1. INTRODUCCIÓN

Mensualmente, el Instituto Nacional de la Seguridad Social (INSS) publica los datos referentes a la nómina en pensiones contributivas de la Seguridad Social, mostrando el importe de la pensión media por provincias y el número de pensiones gestionadas en las mismas, pensiones a las que se

---

**Desde un punto de vista analítico, el incorporar indicadores estadísticos relacionados con el grado de concentración y desigualdad en la distribución de la nómina de pensiones contributivas a la información mensual facilitada por el INSS redundaría en una aportación de gran calidad a dichas estadísticas**

---

vincula ese importe medio. Habitualmente, en la nota de prensa que acompaña a esta información se hace un pequeño análisis de los datos, junto con unos gráficos que muestran la comparativa entre las comunidades autónomas objeto de estudio. Ahora bien, en la información mensual facilitada por el INSS se echa en falta la utilización de indicadores estadísticos que permitan evaluar el grado de concentración en la nómina de pensiones contributivas, con el objetivo de comprobar si existe realmente un grado de desigualdad en su distribución, al ser analizadas desde la perspectiva territorial.

Del mismo modo, el empleo de estas medidas estadísticas permite profundizar en su evolución a lo largo del tiempo, y lo más importante, detectar en dónde se concretan las causas de dicha concentración y desigualdad en la distribución. Es esta la razón con la que se justifica el estudio que se presenta, analizando la nómina de las pensiones contributivas pagadas por el sistema de Seguridad Social durante el mes de junio de 2014, para ser trasladado a otros datos históricos anteriores, analizando su evolución a lo largo del tiempo.

Este estudio temporal permitirá analizar la evolución del indicador en términos globales, y comprobar si las causas que motivan la desigualdad y concentración en la distribución de la nómina de pensiones contributivas han sufrido importantes variaciones a lo largo de los años, con el fin de detectar si existe una relación entre este comportamiento y las diferentes medidas legislativas que en materia de Seguridad Social se han ido adoptando.

## 2. EL SISTEMA DE SEGURIDAD SOCIAL

El sistema de Seguridad Social en España es el principal sistema de protección social del Estado, cuya finalidad es garantizar unas prestaciones sociales concretas e individualizadas para

hacer frente a determinadas contingencias que pueden situar a la persona (y a quienes dependen de ella) en situación de necesidad.

La regulación esencial de la Seguridad Social se encuentra en el artículo 41 de la Constitución y en el texto refundido de la Ley General de la Seguridad Social (Real Decreto Legislativo 1/1994), englobando una modalidad contributiva, de ámbito profesional y financiación según las cotizaciones de los afiliados (cotizantes), y una modalidad no contributiva, de ámbito universal y financiación a cargo de aportaciones de los Presupuestos Generales del Estado.

Atendiendo a la estructura del Presupuesto de la Seguridad Social, la Ley 47/2003, de 26 de noviembre, General Presupuestaria establece los aspectos a los que ha de atenerse, de tal forma que dentro del presupuesto de gastos se encuentran las prestaciones económicas, que constituyen un derecho de contenido dinerario cuya finalidad es prever, reparar o superar los estados de necesidad derivados del acaecimiento de ciertas contingencias que implican una pérdida o disminución de ingresos para aquellos que las soportan. Las prestaciones vigentes en la actualidad que son gestionada haciendo uso del Presupuesto de la Seguridad Social son las siguientes:

- Pensiones contributivas de jubilación, incapacidad permanente y muerte y supervivencia.
- Incapacidad temporal.
- Maternidad.
- Paternidad.
- Riesgo durante el embarazo.
- Riesgo durante la lactancia natural.
- Cuidado de menores afectados por cáncer u otra enfermedad grave.
- Otras prestaciones, indemnizaciones y entregas únicas reglamentarias.
- Pensiones no contributivas de vejez e invalidez.
- Prestaciones familiares de pago periódico y de pago único.
- Maternidad no contributiva.
- Prestaciones a afectados por el síndrome tóxico.

En este estudio nos centraremos en la **modalidad contributiva** del sistema de Seguridad Social, y en concreto en las prestaciones económicas que se materializan en **pensiones**, es decir, en pagos periódicos (generalmente mensuales) a favor de sus beneficiarios, que son los que cotizaron (o cotizan aún) al sistema de Seguridad Social o personas que dependan de estos cotizantes y mantengan alguno de los vínculos exigidos legalmente. Esta elección queda más que justificada en la medida en que esta partida es la de mayor relevancia en el conjunto de gastos del Presupuesto de la Seguridad Social, así, si para el ejercicio 2014 el gasto en prestaciones económicas crece

un 3,9% respecto del presupuesto del año anterior, el gasto en pensiones contributivas experimenta un alza del 5,4%, lo que supone una mayor dotación de 5.752,51 millones de euros, representando el 10,7% del PIB. Echando un poco la vista atrás, este gasto en pensiones contributivas ha pasado de un importe de 64.453,17 millones de euros en 2004 a los 112.102,61 millones de euros en 2014<sup>1</sup>, es decir, ha experimentado un incremento, en términos nominales, del 73,93%.

Entre los retos que afectan directamente al sistema de Seguridad Social, y en consecuencia a su grado de desigualdad y concentración, se encuentra la evolución de la **esperanza de vida** en España. Esperanza de vida, que a la edad de 65 años ha pasado de ser de 17,2 años para hombres y de 21,2 años para mujeres, en el año 2004, a preverse una esperanza de vida<sup>2</sup> para el año 2014 de 18,8 y 22,7 años respectivamente<sup>3</sup>.

Como puede deducirse, este incremento en la esperanza de vida, de un 8,1% en término medio (entre hombres y mujeres) para el total del periodo de 10 años que abarca desde 2004 a 2014, supone un carga presupuestaria de gran relevancia para el sistema público de pensiones de la Seguridad Social, que al añadirse a las reducciones que en la pensión a percibir se van produciendo, derivadas de los cambios legislativos en materia de cálculo de la pensión de jubilación, afectarán de manera importante a la concentración de la pensiones.

No hay que olvidar que no solo la esperanza de vida es un factor que afecta al sistema de Seguridad Social, la evolución del mercado laboral y, por ende, la tasa de ocupación y afiliación a la Seguridad Social, es una cuestión de gran relevancia para garantizar el pago de pensiones, y por tanto eliminar el grado de desigualdad en el colectivo pensionista.

Como indicador de referencia a la hora de ver cómo afecta este mercado laboral está la **tasa de dependencia** (porcentaje de población mayor de 65 años sobre la población con edad comprendida entre los 16 y 64 años), y la **tasa de cobertura**

---

**A la hora de analizar los principales factores que determinan la evolución del sistema de la Seguridad Social, es esencial centrar la atención tanto en la esperanza de vida, como en cuestiones del mercado laboral y de ocupación y afiliación al propio sistema, factores de gran influencia en la sostenibilidad y grado de desigualdad entre pensiones y pensionistas**

---

<sup>1</sup> Datos facilitados en el Informe Económico financiero. Presupuestos de la Seguridad Social 2014. [www.seg-social.es](http://www.seg-social.es). Presupuesto liquidado para 2004 y presupuestado para 2014.

<sup>2</sup> Previsiones realizadas por el Instituto Nacional de Estadística, INE. Proyección a largo plazo (2012-2052), [www.ine.es](http://www.ine.es). Actualizadas en diciembre de 2012. Próximos datos para octubre de 2014.

<sup>3</sup> Las previsiones para el año 2050 son de 23,9 y 27,2 años respectivamente.

de los afiliados a la Seguridad Social entre el número de pensionistas de Seguridad Social. Así, se puede comprobar que si la tasa de dependencia<sup>4</sup> era de 24,82 en 2004, para el año 2014 se estima en 27,57, implicando un crecimiento del 11,08% en estos 10 años.

Si se trata de analizar la tasa de cobertura, la situación es peor, ya que el porcentaje de afiliados ocupados por pensionista de Seguridad Social ha pasado de ser 2,35 en diciembre de 2004 a tener un valor de 2,26 en junio de 2014<sup>5</sup>, lo que supone una disminución del 3,77%.

En resumen, en este periodo de 10 años que va desde el año 2004 al 2014, mientras que la esperanza de vida a los 65 años se ha incrementado en un 8,1%, la tasa de dependencia aumentó el 11,08%, la tasa de cobertura disminuyó en un 3,77%, y en consecuencia el gasto en pensiones contributivas aumentó, en términos nominales, en un 73,93%, que en términos reales se traduce en un 47,33%<sup>6</sup>.

En este contexto, parece necesario centrar la atención en la distribución de las pensiones de la Seguridad Social, analizando el grado de concentración de las mismas como referencia para la adopción de políticas y medidas de actuación que permitan la sostenibilidad y viabilidad del sistema garantizando un grado de igualdad base de todo estado de bienestar, comprobando si el incremento del gasto público ha ido repercutiendo en el citado grado de concentración y desigualdad.

## 2.1. LA NÓMINA DE PENSIONES CONTRIBUTIVAS DEL SISTEMA DE SEGURIDAD SOCIAL

Como se ha expuesto en la Introducción, el INSS publica una serie de estadísticas con datos referentes a la nómina de pensiones contributivas gestionadas por el mismo, empleando diversos criterios de clasificación.

En este estudio, el nivel de desagregación que se emplea es el referente al criterio territorial, empleando los datos ofrecidos por la página web del Ministerio de Empleo y Seguridad Social cada mes, en los que se ofrece el importe de la pensión media de cada provincia, y el número de pensiones pagadas en las mismas, atendiendo a la modalidad de pensión de que se trate. Es decir, diferenciando entre pensiones de jubilación, incapacidad, viudedad, orfandad y favor a familiares.

Ahora bien, a pesar de que únicamente se tienen en cuenta estos dos criterios de clasificación, los existentes son muy diversos, criterios que serán objeto de estudio en trabajos futuros con base en los resultados conseguidos en el actual.

<sup>4</sup> Último dato publicado: año 2012 (4 de diciembre de 2013). INE. [www.ine.es](http://www.ine.es). El dato para el año 2014 es una estimación.

<sup>5</sup> Último dato publicado en la publicación Afiliados Ocupados a la Seguridad Social, junio de 2014, [www.empleo.gob.es](http://www.empleo.gob.es).

<sup>6</sup> Teniendo en cuenta un incremento del IPC de enero de 2004 a enero de 2014 del 26,6%. Fuente: [www.ine.es](http://www.ine.es).

### 3. LA DESIGUALDAD Y CONCENTRACIÓN EN LA DISTRIBUCIÓN DE LA NÓMINA DE PENSIONES

Como se ha puesto de manifiesto en el apartado anterior, los recursos que sustentan la previsión social están limitados a una serie de variables que afectan enormemente a la sostenibilidad del sistema, haciendo necesario el estudio de la distribución de la nómina de pensiones entre los distintos colectivos susceptibles de ser beneficiarios del mismo.

---

**El hecho de enfrentarse a grandes retos relativos a la sostenibilidad del sistema contributivo de pensiones públicas hace imprescindible analizar el grado de desigualdad y concentración existente entre las diferentes provincias que albergan al colectivo pensionista español con el fin de comprobar su relación a través de la evolución a lo largo del tiempo**

---

Por otra parte, no hay que olvidar, que tal como plantean autores como CALERO (2001) y BARR (1992), entre otros, el gasto social en España se centra en cumplir con la funciones aseguradora y de redistribución intergeneracional de los recursos dentro del estado del bienestar que se plantea, posición propia de los estados de bienestar meridionales y continentales europeos, en los que se dedican grandes cantidades unitarias de gasto social a la población de mayor edad, es decir, a la población pensionista, frente a los estados del bienestar universalistas (escandinavos,

especialmente) que centran su atención en la población joven, buscando dar satisfacción a la función de fomentar la productividad de la sociedad<sup>7</sup>.

Ante todos estos retos directamente relacionados con la sostenibilidad del sistema contributivo de pensiones públicas, *parece esencial conocer el grado de desigualdad y concentración existente entre las diferentes provincias que albergan al colectivo pensionista español* que se mantiene gracias a los recursos que le proporciona el sistema de Seguridad Social, y es esencial porque para llevar a cabo cualquier tipo de reforma que se pretenda realizar en búsqueda de la equidad, hace falta estudiar el problema que origina su desigualdad y concentración y las principales causas de la misma.

Con el fin de analizar el grado de desigualdad y concentración que existe en la distribución de la nómina de pensiones de contributivas desde una perspectiva temporal, se hace uso de una serie de indicadores estadísticos siguiendo las referencias más destacadas encontradas en la amplia literatura existente relativa a esta cuestión.

---

<sup>7</sup> Idea en la que el estado del bienestar cumple una diversidad de funciones, que pueden ser clasificadas en tres grandes grupos: reducción del riesgo y la incertidumbre, redistribución y fomento de la productividad (BARR, 1992), base del estudio planteado por CALERO (2001) centrado en analizar la repercusión que el grupo de edad al que se pertenece tiene en la distribución del gasto social en España.

### 3.1. MEDIDAS DE DESIGUALDAD Y CONCENTRACIÓN

El grado de desigualdad existente en un colectivo de personas y su evolución a lo largo del tiempo son temas que siempre han generado un interés entre los principales analistas y economistas. Ahora bien, aunque haya sido un tema recurrente en la literatura económica no existe un consenso generalizado acerca de qué se entiende por desigualdad. Este hecho se debe principalmente a que como expresa SEN (1973), «El concepto

de desigualdad es, simultáneamente muy simple y muy complejo. A cierto nivel es el más simple de los conceptos que han movido a los pueblos, con un atractivo directo no superado por ningún otro».

De manera simplista se puede decir que la dificultad y multidisciplinariedad de cualquier análisis sobre la desigualdad y la concentración en la distribución de la riqueza ha hecho que sea un tema recurrente pero no homogéneo, así desde las primeras aportaciones realizadas, entre otros, en DALTON (1920), SCHUTZ (1951), ROTHSCHILD y STIGLITZ (1969) y ATKINSON (1970), son multitud los trabajos publicados, llegando a los más recientes como son los de RITA y NISTICÒ (2014), o los desarrollados a un nivel más científico tales como SARABIA, PRIETO, TRUEBA y JORDÁ (2013), PIKETTY (2014) y JORDÁ y SARABIA (2014).

En el momento actual, en la que la crisis económica ha incentivado la idea de crisis del estado del bienestar, poniéndose en cuestión el poder redistributivo de los gastos sociales, y su menor participación en los Presupuestos Generales del Estado, una partida que se ve afectada directamente es la referente a las pensiones contributivas del sistema de la Seguridad Social, mediante la adopción de distintas legislativas que reducen o restringen el acceso a las mismas. Por esta razón, parece de interés que en este periodo que se está viviendo sea analizado desde un punto de vista temporal la evolución de la desigualdad en este conjunto de pensiones contributivas.

Pasando a la cuestión más puramente técnica del análisis, como bien indica MEDINA (2001), se van a emplear medidas positivas y medidas normativas<sup>8</sup>, haciendo uso de los estadísticos tradicionales como son el índice de Gini, medidas basadas en la entropía, tales como los propuestos por THEIL (1967) e índices basados en funciones de bienestar social, principalmente el expuesto en ATKINSON (1969).

Como bien es sabido, uno de los indicadores más utilizados en el análisis estadístico de la desigualdad es el índice de Gini, debido a su facilidad de cálculo e interpretación, cuya construcción deriva de la curva de Lorenz, el cual se basa en la construcción de una distribución de

---

**Uno de los temas recurrentes en el análisis económico ha sido el grado de desigualdad entre las distintas rentas o niveles de riqueza, de ahí que este estudio se centre en la concentración y desigualdad de las pensiones públicas**

---

<sup>8</sup> La principal diferencia entre medidas positivas y normativas radica en que las últimas sí están basadas en una función de bienestar, mientras que las primeras incluyen los índices estadísticos tradicionalmente utilizados para analizar la dispersión de una distribución de frecuencias.

frecuencias relativas y acumulada de la población bajo estudio. En este caso, la población es el número de pensiones de cada provincia ( $n_i; N_i$ ), mientras que la variable a distribuir es la nómina de pensiones correspondiente a cada uno de los grupos identificados ( $y_i; Y_i$ ), calculada mediante el producto de la pensión media y el número de pensiones, ( $p_i \cdot n_i$ ).

### 3.1.1. Propiedades deseables de los indicadores para medir la desigualdad

Como se ha expuesto anteriormente, en este trabajo se utilizarán distintas medidas de desigualdad, que tratan de dar satisfacción a las propiedades deseables que han de satisfacer los buenos indicadores utilizados para medir la desigualdad económica, dando reflejo, a continuación, de las más importantes:

**1.** La medida de desigualdad propuesta debe ser invariante a transformaciones proporcionales o cambios de escala.

Si  $I$  representa el indicador de desigualdad calculado a partir de un vector de ingresos  $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ , entonces el valor de  $I(y) = I(y_1, y_2, \dots, y_n)$  no debe modificarse ante una nueva medición que utilice  $y^* = y \cdot c$ , donde  $c$  es una constante mayor que cero. Lo anterior significa que la medida de desigualdad no debe variar si se efectúa una transformación de la escala en que se mide la variable de interés.

En términos matemáticos esta propiedad se conoce como la propiedad de homogeneidad en grado cero. Los índices que satisfacen esta condición son particularmente útiles para realizar comparaciones intertemporales e internacionales de la desigualdad, ya que resultan independientes de las unidades monetarias en que se mida.

**2.** Condición de Pigou-Dalton.

Esta condición sugiere que, si se genera una transferencia de ingresos de las unidades de agrupación ubicadas en la parte superior de la distribución hacia las situadas en los primeros percentiles, el indicador propuesto debe reflejar necesariamente una caída en el nivel de concentración. En el estudio de la pobreza, esta propiedad equivale al axioma de transferencia definido por SEN (1976) para los buenos índices de pobreza.

COWELL (2009) denominó a esta propiedad como principio débil de transferencias, ya que no se especifica nada acerca de la magnitud en la caída de la desigualdad. En contraposición, este mismo autor define el principio fuerte de transferencias, que resulta esencialmente atractivo cuando se analizan aspectos vinculados a la descomposición de los índices.

Se dice que una medida satisface este principio si la cantidad en la reducción de la inequidad a consecuencia de una transferencia de ingresos depende solo de la distancia entre los ingresos, sin importar cuál sea la posición de los individuos o unidades en la distribución. Al imponer esta condición se asume que todos los individuos (unidades de agrupación) tienen necesidades comparables

ignorando las diferencias que existen en su edad, composición familiar, etc. Entonces, un indicador será una buena medida de desigualdad si se observa una caída sistemática en su valor cuando nos aproximamos a la equidistribución. En caso contrario, su valor se debería incrementar, toda vez que las transferencias se generen de la parte más baja de la distribución hacia los grupos más favorecidos.

Según KAKWANI (1980), toda medida de desigualdad que se construya como la media aritmética de una función estrictamente convexa en el ingreso satisface esta propiedad.

### 3. Simetría.

La condición de simetría impone a los índices que su valor no se altere cuando las mediciones de la desigualdad se hacen a un nivel donde los ingresos son iguales. Es decir, si dos individuos ubicados a un mismo nivel de la distribución intercambian sus ingresos, la medida de desigualdad debe mantenerse invariante e imparcial:  $I(y_1, y_2) = I(y_2, y_1)$

### 4. Condición de cambio relativo.

Esta condición supone que partiendo un total de ingresos distribuidos en diferentes unidades de agrupación, la redistribución desde un elemento con mayor concentración de ingresos hacia otro con una escasa participación en el ingreso total implica que el coeficiente de concentración debiera reducirse en una proporción mayor que si la transferencia se generara de un elemento de tamaño medio a ese mismo elemento con escasa participación.

A diferencia de la condición de Pigou-Dalton, la propiedad de cambio relativo exige que exista una relación no lineal en el cambio experimentado por el indicador. Si un índice cumple con la condición de cambio relativo, automáticamente satisface el criterio de Pigou-Dalton; sin embargo, el razonamiento a la inversa no es válido.

### 5. Independencia de tamaño.

El índice de desigualdad debe proporcionar el mismo valor para dos poblaciones independientemente de su tamaño, siempre y cuando las proporciones de individuos para cada nivel de ingresos sea la misma, lo que implica que las curvas de Lorenz sean iguales.

Esta propiedad también se conoce como independencia a la replicación de la población, de tal forma que si  $m$  grupos de  $n$  elementos cada uno tiene la misma distribución de probabilidad, entonces en una población de tamaño  $n \cdot m$ , la desigualdad deberá ser la misma que la que se obtiene de los grupos que la forman.

### 6. Consistencia con la ordenación de la curva de Lorenz (dominancia estocástica).

La curva de Lorenz es una manera alternativa de analizar la distribución del ingreso. Se dice que una curva domina a otra en el orden de Lorenz si esta se encuentra por encima de

aquella en todos los puntos de la curva, salvo en los valores extremos. En este sentido, un índice será consistente con el orden de Lorenz cuando asume un valor menor para la distribución dominante con relación a la dominada. Los índices consistentes con este orden satisfacen el resto de las propiedades anteriores como señala KAKWANI (1980). Asimismo, un índice que es consistente con el orden de Lorenz debe ser convexo, atendiendo a lo expuesto en ROTHCHILD y STIGLITZ (1973).

**7. Decrecimiento de efecto ante transferencias.**

Implica que las transferencias equivalentes entre individuos equidistantes tienen mayor efecto cuando ambos están ubicados en la parte baja de la distribución.

Es decir, si  $y_1, y_2, y_3, y_4$  satisfacen que:

$$y_1 < y_2 < y_4; \quad y_1 < y_3 < y_4; \quad y_2 - y_1 = y_4 - y_3$$

entonces una transferencia de  $y_2$  a  $y_1$  afectará más el valor del índice que si esta se efectuara de  $y_4$  a  $y_3$ .

**8. Decrecimiento relativo del efecto ante transferencias de ingresos.**

Es una propiedad más estricta que la anterior, ya que asigna mayor importancia relativa a las transferencias que se efectúan en la parte baja de la distribución, incluso en aquellos casos en que la diferencia de ingresos entre los dos elementos «más pobres» sea considerablemente menor que la de una pareja ubicada en la parte superior de la distribución.

Así, si

$$y_1 < y_2 < y_4; \quad y_1 < y_3 < y_4; \quad y_2/y_1 = y_4/y_3$$

entonces transferencias equivalentes desplazarán el índice hacia la igualdad si se realizan de  $y_2$  a  $y_1$ , más que si fueran de  $y_4$  a  $y_3$ , a pesar de que la distancia recorrida en el segundo caso sea mayor.

**9. Descomposición aditiva.**

Un índice cumple con esta propiedad cuando puede calcularse para subgrupos, de tal forma que sea posible identificar la proporción de la desigualdad explicada por cada uno de ellos como indica SHORROCKS (1980).

Esta propiedad supone que en una población de tamaño  $n$  con ingresos  $y_1, y_2, \dots, y_n$ , que se divide en  $m$  grupos, donde  $y^k = (y_1^k, y_2^k, \dots, y_{nk}^k)$ , tomando  $k$ , los valores  $1, 2, \dots, m$ , entonces, se dice que un índice de desigualdad se puede descomponer en forma aditiva si existe un vector de ponderaciones  $W = (W_1, W_2, \dots, W_m)$ , que depende del vector de ingreso medio de la distribución  $\mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_m)$ , tal que se cumple

$$I(y) = I_w(y) + I_b(y) = \sum_{k=1}^m W_k(\mu, n) \cdot I(y_k) + I(\mu_1 \cdot u_{n1}, \mu_2 \cdot u_{n2}, \dots, \mu_m \cdot u_{nm})$$

En donde  $I_w(y)$  es una suma ponderada de la desigualdad dentro de cada grupo, y los ponderadores son factores que dependen del ingreso medio y del tamaño del grupo, y  $u_{n1}, u_{n2}, \dots, u_{nm}$  son vectores unitarios de dimensión adecuada.

### 3.1.2. La curva de Lorenz y el índice de Gini

A la hora de analizar la desigualdad, la distribución de frecuencias es la manera más intuitiva de ordenar las observaciones, al agrupar el ingreso de las distintas unidades de agrupación y observar la concentración de observaciones cuando se agrupan dichas unidades.

A partir de la distribución de frecuencias, la forma más habitual de representar la desigualdad es a través de la **curva de Lorenz**, medida propuesta en 1905 con el propósito de ilustrar la desigualdad en la distribución de la salud, y que desde su aparición se popularizó su uso entre los estudiosos de la desigualdad económica.

---

**Uno de los sistemas más comúnmente aplicados en el análisis de la desigualdad ha sido la distribución de frecuencias de los ingresos, aplicando la curva de Lorenz**

---

Esta curva de Lorenz es la representación del porcentaje acumulado de ingreso recibido por un determinado grupo de población, ordenado de forma ascendente de acuerdo a la cuantía de la magnitud que es objeto de estudio.

De esta manera, en caso de que a cada porcentaje de la población le corresponda el mismo porcentaje de la magnitud estudiada, en nuestro caso la nómina de pensiones contributivas, se forma una línea de 45 grados, dividiendo en dos partes iguales el cuadrado que supone graficar la proporciones acumuladas de la población y el de la magnitud estudiada en los ejes de abscisas y ordenadas, respectivamente.

Para el caso que nos interesa, las 52 provincias (incluyendo las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla) se ordenan atendiendo al importe de su pensión media, acumulando el número de pensiones a las que corresponden dicha cuantía y el total de nómina que se asocia a cada provincia, así la curva de Lorenz representará la relación entre el porcentaje acumulado de pensiones contributivas pagadas por el sistema de Seguridad Social en la distintas provincias, y el importe acumulado de la nómina asociado a dichas pensiones.

El hecho de que en la construcción de la curva solo se consideren los porcentajes de población (número de pensiones) e ingresos (nómina de pensiones), aísla el efecto del total de nómina y, por lo tanto, la curva solo es el reflejo de la estructura y forma de la distribución.

Tomando como referencia la curva de Lorenz, el **índice de Gini** que se calcula en este estudio se basa en la distribución empleada para el gráfico, de tal forma que su expresión matemática queda resumida de la siguiente forma:

$$IG = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (N_i - Y_i)}{\sum_{i=1}^{n-1} N_i}$$

**El índice de Gini, derivado de la curva de Lorenz, es uno de los índices estadísticos más empleados en los análisis de desigualdad, destacando la interpretación dada por Atkinson, basada en comparar la diferencia de ingresos entre dos elementos elegidos al azar y el ingreso medio**

Donde se corresponden con los importes acumulados de número de pensiones y nómina en pensiones para cada una de las 52 provincia, es decir que  $i = 1, 2, \dots, 52$ .

En este contexto, el índice de Gini no es más que la relación entre la superficie descrita por la curva de Lorenz y la recta de 45 grados que supone la equidistribución, en relación con la superficie triangular que hay entre la recta de equidistribución y los ejes de coordenadas.

El gran interés desde el punto de vista de la investigación empírica radica en la interpretación probabilística que se da a este índice de Gini en ATKINSON (1975), de tal forma que tomados dos elementos, del conjunto analizado, al azar, la esperanza matemática de la diferencia entre los ingresos de dichos elementos es precisamente el doble del coeficiente de Gini, aplicado como porcentaje del ingreso medio,  $\mu$ .

Finalmente, destacar que este índice de Gini es absolutamente independiente del ingreso medio, es decir, que no se realiza ninguna comparación entre los ingresos individuales y el medio, evitado el procedimiento arbitrario de elevación al cuadrado, como hacen las medidas de dispersión tales como la varianza.

### 3.1.3. Índices basados en funciones del bienestar social

El primer trabajo que propuso el uso de funciones de bienestar social para medir la desigualdad se atribuye a DALTON (1920). En esa investigación, el autor propone medir la proporción del bienestar que se pierde debido a la presencia de una inequitativa distribución del ingreso entre las personas.

Utilizando una función de utilidad aditiva, separable, simétrica y estrictamente cóncava del ingreso,  $U(y)$ , definió lo que en la literatura se conoce como el **índice de Dalton**, de tal forma

que teniendo los ingresos observados en una muestra de tamaño  $n$ ,  $y_1, y_2, \dots, y_n$ , con media,  $\mu$ , entonces el índice de Dalton se expresa por medio de:

$$D = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n U(y_i)}{n \cdot U(\mu)}$$

Debido a que la función propuesta es cóncava, el índice siempre asume valores positivos, salvo cuando todas las observaciones tienen el mismo nivel de ingreso y  $D$  toma el valor de 0.

La utilidad práctica de este indicador ha sido ampliamente discutida en la literatura. Para cierto tipo de funciones, como las logarítmicas y las hiperbólicas, el índice de Dalton cumple con la propiedad de que los incrementos iguales no dependen del valor medio de la distribución; sin embargo, se observa que el valor del indicador es invariante a transformaciones lineales positivas de la función de utilidad, lo cual le ha valido la crítica de los especialistas.

Basándose en estos argumentos, y redefiniendo el pensamiento de DALTON, en ATKINSON (1983) se propuso una familia de índices normativos que resultan invariantes a cambios de escala y a transformaciones lineales positivas de la función de utilidad.

La sugerencia de este autor se basa en el criterio de definir para cada población el nivel de ingreso equivalente,  $y_e$ , de tal forma que si cada individuo recibiera ese monto de recursos, el bienestar total sería el mismo para toda la población.

Es decir, que si representamos la función de bienestar social como  $BS$ , se ha de cumplir que  $BS(y_e \cdot u_n) = BS(y_1, y_2, \dots, y_n)$ , en donde  $u_n$  representa un vector unitario de dimensión  $n$ .

El **índice de Atkinson** se calcula de la manera siguiente:

$$A = 1 - \frac{y_e}{\mu}$$

Cuando se trabaja con una función de utilidad estrictamente cóncava, se cumple que  $y_e < \mu$ ; por lo tanto,  $A$  será siempre positivo y asumirá el valor 0 únicamente cuando todos los individuos tengan el mismo nivel de ingreso.

Una de las interpretaciones más comunes a partir de los valores que asume el índice de Atkinson es la siguiente:

Suponga que el valor del índice para una población determinada es de 0,35. Esta situación implica que si los recursos se distribuyeran de manera igualitaria entre todos los individuos, con tan solo el 65 % del total de ingresos se podría garantizar el nivel de equidad observado, lo cual significa que el 35 % restante se despilfarra a causa de la inequidad que existe en la distribución del ingreso.

La propuesta operativa para el cálculo del índice de Atkinson supone la existencia de funciones de bienestar aditivamente separables, a partir de las cuales propone la siguiente familia de índices, consistentes con el ordenamiento que genera la curva de Lorenz:

$$A_{\infty} = 1 - \left( \sum_{i=1}^n (y_i/\mu)^{1-\alpha} \right)^{1/(1-\alpha)} ; \alpha > 0 \text{ y } \alpha \neq 1$$

$$A_{\infty} = 1 - \prod_{i=1}^n (y_i/\mu)^{1-n} ; \alpha = 1$$

Para garantizar que esta familia de índices satisfaga las propiedades deseables, se les deben imponer a las funciones de utilidad ciertas restricciones con las que muchos investigadores no están de acuerdo. Sin embargo, el índice de Atkinson es ampliamente utilizado en los estudios de la desigualdad, debido a que permite captar en forma adecuada lo que sucede en la parte baja de la distribución. Por otra parte, en la medida que se incrementa el valor de  $\alpha$  –parámetro asociado con la aversión social a la desigualdad–, las transferencias entre los más pobres se ponderan en mayor proporción.

En el caso en que  $\alpha \rightarrow \infty$ , solo se estarían analizando las transferencias que recibe el individuo más pobre de toda la distribución.

La utilidad práctica de considerar distintos valores del parámetro para la familia de índices de Atkinson se advierte al observar que es muy útil para el análisis generar una serie de indicadores con el fin de observar qué sucede con el nivel de la desigualdad, en la medida que en la expresión se le otorga mayor importancia a las familias ubicadas en la parte baja de la distribución del ingreso.

---

**El índice de Atkinson permite analizar el comportamiento de la desigualdad en un conjunto de elementos con base en la importancia relativa que se fije para los elementos de menor ingreso, es decir, a los que se encuentran en la parte baja de la distribución de frecuencias**

---

### 3.1.4. Índices basados en entropía

Utilizando los conceptos de la teoría de la información, en la literatura económica se han propuesto algunos indicadores para medir la desigualdad, basados en medidas de entropía.

La idea se basa en que partiendo de una variable aleatoria que puede asumir los valores,  $y_1, y_2, \dots, y_n$ , con probabilidades  $po_1, po_2, \dots, po_n$ , mayores o iguales a cero y cuya suma es igual a la unidad, si se efectúa una selección aleatoria, mientras menor sea la probabilidad de selección de la observación  $y_i$ , mayor será la relevancia de la selección efectuada. De esta forma se construyen indicadores que le asignen más importancia a las unidades de distribución que menor proporción del ingreso retengan. En este caso, se define la probabilidad como  $po_i = y_i/n \cdot \mu$ , en donde  $po_i$  se interpreta como la proporción de ingreso retenida por la  $i$ ésima unidad.

Teniendo en cuenta estas consideraciones, la expresión que engloba estos **índices de entropía generalizada** se puede reflejar de la siguiente forma:

$$EG_{\beta} = \frac{1}{\beta \cdot (\beta + 1)} \cdot \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n y_i/\mu \cdot \left[ (y_i/\mu)^{\beta} - 1 \right]$$

Expresión que depende del valor que adopte  $\beta$ , así cuanto menor es el valor que tome, mayor importancia se da a los estratos más bajos, es decir, a las unidades con menor ingreso, coincidiendo con la aversión a la desigualdad que se tiene en cuenta en los índices basados en la función del bienestar social.

La principal propiedad de estos índices radica en que puede *descomponerse adictivamente en la suma de dos componentes*, tal y como se ha recogido en la propiedad 10 de las que son deseables de ser cumplidas por los índices de desigualdad. Estos dos componentes serán la contribución a la desigualdad total atribuible a la desigualdad dentro de cada subconjunto de la población o desigualdad intra-grupos, y la contribución a la desigualdad total atribuible a la desigualdad entre dichos grupos. Así, considerando  $m$  grupos, obtendremos lo siguiente:

$$EG_{\beta} = \frac{1}{\beta \cdot (\beta + 1)} \cdot \frac{1}{n} \cdot \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}/\mu \cdot \left[ (y_{ij}/\mu)^{\beta} - 1 \right]$$

Operando en esta ecuación, llegamos a:

$$EG_{\beta} = \sum_{j=1}^m \frac{n_j \cdot \mu_j}{n \cdot \mu} \cdot \left( \frac{\mu_j}{\mu} \right)^{\beta} \cdot \frac{1}{\beta \cdot (\beta + 1)} \cdot \frac{1}{n_j} \cdot \sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}/\mu \cdot \left[ (y_{ij}/\mu)^{\beta} - 1 \right] + \frac{1}{\beta \cdot (\beta + 1)} \cdot \sum_{j=1}^m \frac{n_j \cdot \mu_j}{n \cdot \mu} \cdot \left[ \left( \frac{\mu_j}{\mu} \right)^{\beta} - 1 \right]$$

Esta expresión representa la descomposición aditiva del índice de entropía generalizada,  $EG_{\beta}$ , resumiéndose en:

$$EG_{\beta} = \sum_{j=1}^m \frac{n_j \cdot \mu_j}{n \cdot \mu} \cdot \left(\frac{\mu_j}{\mu}\right) \cdot EG_{\beta,j} + EG_{\beta,b} = EG_{\beta,w} + EG_{\beta,b}$$

Así, el primer sumando,  $EG_{\beta,w}$ , representa la contribución a la desigualdad total que se atribuye a la desigualdad que hay dentro de cada una de las subpoblaciones, ya que, como se ha comentado anteriormente, es la suma ponderada (con una función de las participaciones en el tamaño poblacional y la masa total de ingresos de cada subpoblación, función que depende del valor que tome el parámetro  $\beta$ ) de los índices de entropía generalizada calculados para cada subpoblación,  $EG_{\beta,j}$ .

Por otra parte, la componente de la desigualdad total que se atribuye a desigualdad entre las subpoblaciones se recoge en el segundo término de la suma,  $EG_{\beta,b}$ , que es sencillamente el índice de entropía generalizada aplicado al vector de las medias de cada una de las subpoblaciones, por lo que realmente este componente no recoge la desigualdad entre la distribuciones de las  $m$  subpoblaciones, sino la de sus medias, siendo esta una de las limitaciones más importantes en el tratamiento de esta descomposición<sup>9</sup>.

Dentro de estos índices de entropía generalizada, el que se conoce de forma más amplia es el denominado **índice de Theil**, al cual se va a dar una atención también individualizada.

La propuesta de Theil tuvo como motivación la teoría de la información de Claude SHANNON (1948), en la que utiliza su teoría para medir la información y su contenido, siendo este contenido una función decreciente con la probabilidad de su aparición, concretada en el logaritmo de la inversa de la probabilidad. Así, partiendo de unas probabilidades para cada elemento igual a  $po_1, po_2, \dots, po_n$ , el contenido de información expresado por SHANNON es:

$$H(po) = \sum_{i=1}^n po_i \cdot Ln(1/po_i)$$

A partir de esta teoría de Shannon, THEIL (1967) definió como medida de desigualdad del ingreso la diferencia entre la entropía que se deriva de la situación de igualdad perfecta y la calculada para la distribución empírica, lo cual se interpreta como la entropía que se genera debido a que el ingreso no se distribuye en forma igualitaria, es decir THEIL substrajo su medida de la igualdad de rentas en su nivel máximo, que es cuando todos los elementos tienen la misma proporción de rentas.

<sup>9</sup> Sobre todo cuando se trabaja con distribuciones de ingresos que son claramente asimétricas, donde la media de cada subpoblación no es adecuada para representar a toda la distribución.

Para llegar a la expresión matemática final, THEIL consideró que la probabilidad asociada a cada elemento es la proporción de ingreso retenida por cada uno de ellos, es decir  $po_i = y_i/n \cdot \mu$ , como se comentó anteriormente.

A partir de este concepto de probabilidad, el contenido informativo de toda la distribución de ingresos es igual a:

$$H(y) = \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{n \cdot \mu} \cdot \text{Ln} \left( \frac{1}{\frac{y_i}{n \cdot \mu}} \right)$$

Por otra parte, THEIL considera que la máxima igualdad se consigue cuando todos los elementos poseen la misma proporción de rentas, es decir, donde  $y_i = 1/n \cdot \mu$ , teniendo asociado un contenido de información igual a:

$$H \left( y = \frac{1}{n \cdot \mu} \right) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n \cdot \mu} \cdot \text{Ln} \left( \frac{1}{\frac{1}{n \cdot \mu}} \right) = \text{Ln}(n)$$

Así, el índice de desigualdad de Theil es la diferencia entre el contenido informativo que proporciona una igualdad completa y la que realmente existe en la distribución de ingresos objeto de estudio:

$$T = \text{Ln}(n) - H(y)$$

$$T = \text{Ln}(n) - \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{n \cdot \mu} \cdot \text{Ln} \left( \frac{1}{\frac{y_i}{n \cdot \mu}} \right) = \text{Ln}(n) + \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{n \cdot \mu} \cdot \text{Ln} \left( \frac{y_i}{n \cdot \mu} \right)$$

Puesto que:

$$\sum_{i=1}^n \frac{y_i}{n \cdot \mu} = 1$$

Entonces podemos expresar la anterior ecuación como:

$$\left( \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{n \cdot \mu} \right) \cdot \text{Ln}(n) + \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{n \cdot \mu} \cdot \text{Ln} \left( \frac{y_i}{n \cdot \mu} \right) = \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{n \cdot \mu} \cdot \text{Ln} \left( n \cdot \frac{y_i}{n \cdot \mu} \right)$$

Obteniendo una de las expresiones más utilizadas para el índice de Theil:

$$T = \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{n \cdot \mu} \cdot \text{Ln} \left( \frac{\frac{y_i}{n \cdot \mu}}{\frac{1}{n}} \right)$$

**Una de las razones por la que es interesante el índice de Theil es la posibilidad que brinda de poder descomponer el grado de desigualdad pudiendo conocer la contribución a la desigualdad del propio hecho de pertenecer a un subgrupo o subpoblación**

Llegados a este punto, el interés del índice de Theil es, de nuevo, la capacidad de ser descompuesta en dos expresiones que representen la contribución a la desigualdad cuando los elementos se agrupan en subpoblaciones.

De esta forma, considerando  $m$  subpoblaciones, el índice de Theil se puede expresar como:

$$\sum_{j=1}^m \frac{y_j}{n \cdot \mu} \cdot \text{Ln} \left( \frac{\frac{y_j}{n \cdot \mu}}{\frac{1}{n}} \right) + \sum_{j=1}^m \frac{y_j}{n \cdot \mu} \cdot \sum_{s=1}^{n_j} \frac{y_s}{n_j \cdot \mu_j} \cdot \text{Ln} \left( \frac{\frac{y_s}{n_j \cdot \mu_j}}{\frac{1}{n_j}} \right)$$

Donde  $n_j$  y  $\mu_j$  representan el número de elementos de cada  $j$ -ésima subpoblación, y su ingreso medio correspondiente.

De esta forma, el primer sumando representa el componente intergrupual mientras que el segundo recoge la desigualdad en cada subpoblación.

#### 4. ANÁLISIS TERRITORIAL

Atendiendo a los datos publicados por el INSS con carácter mensual, relativos a la nómina de pensiones contributivas, se emplean los datos a junio de 2014, por ser el dato más actual y correspondiente a la mitad del año, corrigiendo las posibles altas y bajas que se dan a lo largo del año.

Como bien se recoge en la página web del Ministerio de Empleo y Seguridad Social, los datos van referidos a las pensiones en vigor al principio de ese mes, distribuidas en las diferentes provincias (y ciudades autónomas) en las cuales se pagan. La información recoge el importe medio de la pensión de cada provincia y el número de pensiones en vigor. Asimismo, dicha información se desglosa con base en la modalidad de pensión que se esté pagando, a saber: de ju-

bilación, incapacidad, viudedad, orfandad y favor a familiares, sin desglose por regímenes, de tal forma que se engloban el conjunto de pensiones del sistema de Seguridad Social<sup>10</sup>.

#### 4.1. DESIGUALDAD EN EL TOTAL DE PENSIONES CONTRIBUTIVAS

En este primer apartado se estudian la distribución de pensiones en su conjunto, es decir, sin diferenciar la modalidad, y cuyos principales datos se ofrecen a continuación.

##### a) Análisis por provincias

En este primer análisis se procede a calcular los índices de desigualdad sin tener en cuenta una agrupación de los datos, es decir, se analizan los elementos individuales (las provincias) sin ser agrupadas en comunidades autónomas. De esta forma, los resultados obtenidos son los que se muestran.

##### Distribución de la nómina en pensiones contributivas del sistema de Seguridad Social por provincias

Provincia/ Ciudad autónoma	Pensión media	Número de pensiones	(1) Pensiones acumuladas (%)	(2) Nómina acumulada (%)	Diferencia (1)-(2) (%)
Ourense .....	636,13	109.207	1,19	0,87	0,32
Lugo .....	650,79	119.468	2,49	1,84	0,65
Almería .....	705,90	97.296	3,55	2,70	0,85
Cáceres .....	720,01	91.537	4,54	3,52	1,02
Córdoba .....	724,52	166.154	6,35	5,03	1,32
Zamora .....	726,14	50.827	6,90	5,49	1,42
Jaén .....	730,51	137.272	8,40	6,74	1,66
Granada .....	739,51	179.725	10,35	8,40	1,95
Badajoz .....	741,24	124.686	11,71	9,56	2,15
Cuenca .....	749,26	43.637	12,18	9,96	2,22
Lleida .....	755,24	96.219	13,23	10,87	2,36
Alicante .....	757,83	299.811	16,49	13,71	2,78
					.../...

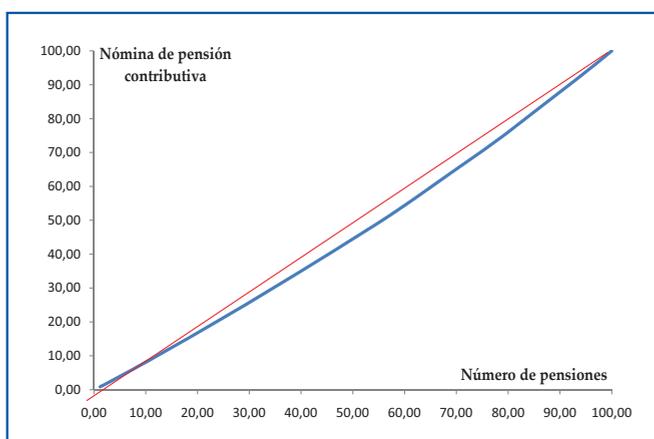
<sup>10</sup> A este respecto, señalar que en el sistema de Seguridad Social se distinguen, en el momento actual (junio de 2014) los siguientes regímenes: Enfermedades Profesionales, Accidentes de Trabajo, SOVI, Régimen Especial de Trabajadores del Mar, Régimen Especial de la Minería del Carbón, Régimen Especial de Trabajadores Autónomos y Régimen General.

Provincia/ Ciudad autónoma	Pensión media	Número de pensiones	(1) Pensiones acumuladas (%)	(2) Nómina acumulada (%)	Diferencia (1)-(2) (%)
.../...					
Ávila .....	757,89	38.566	16,91	14,08	2,84
MURCIA .....	767,42	236.374	19,48	16,34	3,14
Castellón .....	767,49	125.057	20,85	17,54	3,30
Albacete .....	772,82	70.285	21,61	18,22	3,39
Pontevedra .....	773,25	230.268	24,12	20,45	3,67
Coruña (A) .....	773,64	286.204	27,23	23,21	4,02
Girona .....	787,66	150.832	28,87	24,70	4,17
Salamanca .....	799,16	78.197	29,72	25,48	4,24
ILLES BALEARS	799,19	177.994	31,66	27,26	4,40
Soria .....	801,23	22.439	31,90	27,48	4,42
S. C. Tenerife .....	803,78	134.332	33,36	28,83	4,53
Toledo .....	806,27	108.556	34,55	29,92	4,62
Málaga .....	806,66	244.161	37,20	32,38	4,82
Segovia .....	807,43	32.491	37,56	32,71	4,84
Huelva .....	815,26	91.954	38,56	33,65	4,91
Sevilla .....	817,44	348.677	42,35	37,21	5,14
Palmas (Las) .....	819,57	148.516	43,97	38,73	5,23
Teruel .....	821,91	36.296	44,36	39,10	5,26
Ciudad Real .....	823,39	97.081	45,42	40,10	5,31
MELILLA .....	829,30	7.466	45,50	40,18	5,32
Huesca .....	830,61	50.913	46,05	40,71	5,34
Valencia .....	835,64	512.199	51,63	46,06	5,57
Tarragona .....	838,23	158.054	53,35	47,71	5,63
RIOJA (LA) .....	838,57	66.430	54,07	48,41	5,66
León .....	844,94	142.305	55,62	49,91	5,70
Palencia .....	865,02	41.250	56,07	50,36	5,71
Cádiz .....	884,69	201.982	58,26	52,59	5,67
Burgos .....	898,10	86.538	59,20	53,56	5,64
CEUTA .....	898,58	8.075	59,29	53,65	5,64
CANTABRIA .....	908,66	135.387	60,77	55,19	5,58
Guadalajara .....	917,85	37.823	61,18	55,62	5,55
Barcelona .....	933,95	1.244.107	74,71	70,14	4,57
.../...					

Provincia/ Ciudad autónoma	Pensión media	Número de pensiones	(1) Pensiones acumuladas (%)	(2) Nómina acumulada (%)	Diferencia (1)-(2) (%)
.../...					
Zaragoza .....	944,58	205.174	76,95	72,56	4,38
Valladolid .....	972,23	107.658	78,12	73,87	4,25
NAVARRA .....	991,85	127.435	79,50	75,45	4,05
ASTURIAS .....	1.028,44	299.198	82,76	79,30	3,46
MADRID .....	1.030,58	1.061.177	94,31	92,96	1,34
Gipuzkoa .....	1.052,58	177.455	96,24	95,30	0,94
Bizkaia .....	1.087,37	276.496	99,25	99,05	0,19
Araba/Álava .....	1.092,69	69.342	100,00	100,00	0,00

Como se puede comprobar, la provincia con pensión media más baja es Orense frente a Álava que recoge la más alta, siendo la diferencia entre ambas pensiones medias del 71,77%, que en términos absolutos son 456,56 euros al mes.

Atendiendo a la distribución de la nómina de pensiones entre el conjunto de las mismas, se observa como el 10,35% de las pensiones más reducidas acumula el 8,40% del total de la nómina en pensiones contributivas, mientras que en el extremo opuesto, el 17,24% de las pensiones más altas acumulan el 20,70% del total de la nómina. Reflejando esta distribución a través de la curva de Lorenz, se obtiene el siguiente gráfico.



El **índice de Gini** calculado para esta distribución de la nómina ofrece una cifra de 0,0933, lo que supone que la esperanza de la diferencia de pensión entre dos pensiones elegidas aleatoriamente entre las distintas provincias es el 18,65% de la pensión media (870,75 €), es decir, 162,42

euros, un 64,42% inferior a la diferencia existente entre la pensión más elevada y la más reducida.

Una vez calculado el índice de Gini, se ha procedido a determinar el valor de los diferentes índices basados en la función de bienestar social (Atkinson para distintos valores de la aversión a la desigualdad) y la teoría de entropía (índices de entropía generalizada para distintos valores de  $\beta$ ) y el índice de Theil.

**El valor obtenido para el índice de Gini, de 0,0933, supone que la esperanza de la diferencia de pensión entre dos pensiones elegidas aleatoriamente entre las distintas provincias es el 18,65 % de la pensión media**

**Principales indicadores de desigualdad en la nómina de pensiones contributivas del Sistema de Seguridad Social. Análisis por provincias**

Gini .....	0,09327
Atkinson $\alpha = 0,5$ .....	0,00422
Atkinson $\alpha = 1$ .....	0,00842
Atkinson $\alpha = 1,5$ .....	0,01259
Atkinson $\alpha = 2$ .....	0,01672
Atkinson $\alpha = 2,5$ .....	0,02081
Atkinson $\alpha = 3$ .....	0,02485
Theil .....	0,00846
Entropía generalizada $\beta = 0,5$ .....	0,06888
Entropía generalizada $\beta = 1$ .....	0,02583
Entropía generalizada $\beta = 1,5$ .....	0,01378
Entropía generalizada $\beta = 2$ .....	0,00861
Entropía generalizada $\beta = 2,5$ .....	0,00590
Entropía generalizada $\beta = 3$ .....	0,00430

Como se puede comprobar con los distintos valores del **índice de Atkinson**, en la medida en que el valor de  $\alpha$ , que es el parámetro asociado con la aversión social a la desigualdad, es mayor, las transferencias entre los más pobres se ponderan en mayor proporción y, por tanto, el valor del índice toma valores superiores, al ser más ponderado la desigualdad existente en los percentiles más pobres.

El valor que adopta el **índice de Atkinson** para  $\alpha = 2$ , de 0,01672, señala que se podría obtener el mismo nivel de bienestar social con una nómina en pensiones del 98,33%, pero distribuida de manera igualitaria, o bien aumentar el bienestar en un 1,67% si se distribuyera igualita-

---

**Centrándose en el índice de Atkinson y su parámetro más habitual ( $\alpha = 2$ ), se observa que se podría obtener el mismo nivel de bienestar social con una nómina en pensiones del 98,33 %, pero distribuida de manera igualitaria**

---

riamente la nómina en pensiones presente. Es decir, que en el momento actual, a pesar de que la diferencia entre la pensión más alta y más baja es importante, el grado de desigualdad existente entre las diferentes provincias es bajo, ya que la disminución posible en la misma, con la nómina en pensiones existente en el momento, es considerablemente reducido.

Si prestamos atención al **índice de Theil**, el dato mostrado de 0,00846 corrobora lo indicado por el índice de Atkinson, así se puede deducir que de toda la igualdad posible (la entropía en las pensiones contributivas de la Seguridad Social), se tiene el 99,15 %, un porcentaje bastante alto.

Esta conclusión se alcanza con los distintos valores del **índice de entropía generalizada**, que en contraposición con lo que ocurre en el índice de Atkinson, cuanto mayor es el valor del parámetro  $\beta$ , menos importancia se da a lo que ocurre en las percentiles más pobres, tomando el índice de desigualdad, en consecuencia, menores valores numéricos.

---

**Finalmente, el índice de Theil corrobora lo indicado por el índice de Atkinson, deduciéndose que de toda la igualdad posible (la entropía en las pensiones contributivas de la Seguridad Social), se tiene el 99,15 %**

---

## b) Análisis por comunidades autónomas

Habiendo analizado el comportamiento en la distribución de la nómina de pensiones entre las distintas provincias españolas, es de interés analizar qué porcentaje de la desigualdad se debe a que dichas provincias pertenezcan a una determinada comunidad autónoma y no a otra.

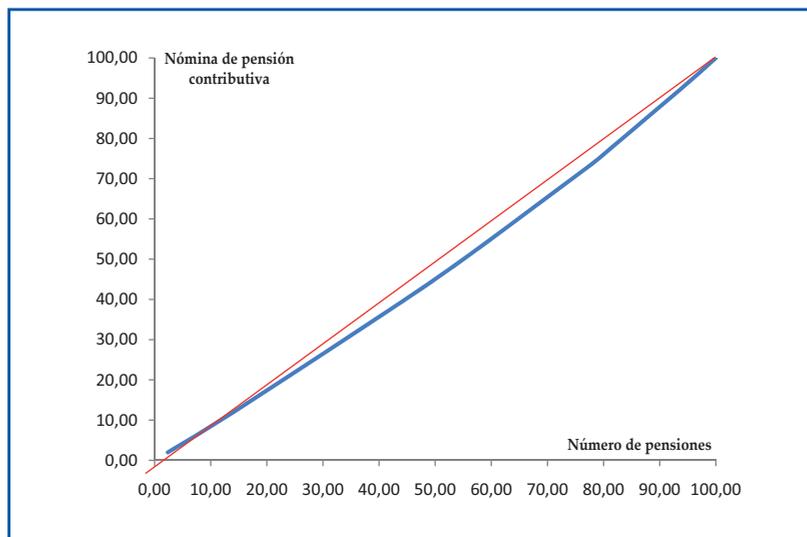
Procediendo a agrupar los elementos de la distribución de la nómina de pensiones (las provincias) en sus correspondientes comunidades autónomas, los valores obtenidos son los siguientes:

**Distribución de la nómina en pensiones contributivas  
del sistema de Seguridad Social por comunidades autónomas**

Comunidad/ Ciudad autónoma	Pensión media	Número de pensiones	(1) Pensiones acumuladas (%)	(2) Nómina acumulada (%)	Diferencia (1)-(2) (%)
Extremadura .....	732,25	216.223	2,35	1,98	0,37
Galicia .....	733,67	745.147	10,46	8,81	1,65
Murcia .....	767,42	236.374	13,03	11,08	1,96
Andalucía .....	789,17	1.467.221	29,00	25,55	3,45
Illes Balears .....	799,19	177.994	30,93	27,32	3,61
C. Valenciana .....	801,65	937.067	41,13	36,71	4,42
Castilla-La Mancha	809,19	357.382	45,02	40,32	4,69
Canarias .....	812,07	282.848	48,10	43,19	4,90
Melilla .....	829,30	7.466	48,18	43,27	4,91
Rioja (La) .....	838,57	66.430	48,90	43,97	4,93
Castilla y León .....	851,53	600.271	55,43	50,35	5,08
Ceuta .....	898,58	8.075	55,52	50,44	5,07
Cataluña .....	900,97	1.649.212	73,46	69,01	4,45
Cantabria .....	908,66	135.387	74,94	70,55	4,39
Aragón .....	909,51	292.383	78,12	73,87	4,25
Navarra .....	991,85	127.435	79,50	75,45	4,05
Asturias .....	1.028,44	299.198	82,76	79,30	3,46
Madrid .....	1.030,58	1.061.177	94,31	92,96	1,34
País Vasco .....	1.076,28	523.293	100,00	100,00	0,00
<b>Total España .....</b>	<b>870,75</b>	<b>9.190.583</b>			

En este caso el **índice de Gini** toma un valor de 0,073528, inferior al que se obtenía en el análisis por provincias, comprobando que la diferencia entre la comunidad con mayor y menor pensión media es de 344,03 euros, es decir, del 46,98%, mientras que si se eligen dos comunidades autónomas aleatoriamente, la esperanza de la diferencia entre pensiones es del 14,71% de la pensión media, es decir, de 128,05 euros.

En este caso, la curva de Lorenz queda representada a través del siguiente gráfico:



Comprobando el acercamiento a la línea de equidistribución.

Centrándose en el cálculo de los índices de **entropía generalizada** y de **Theil**, con el fin de comprobar cuál es la contribución a la desigualdad total, la que se da entre las comunidades y la que se refleja dentro de cada una de ellas, se obtienen los siguientes valores:

Comunidad/ Ciudad autónoma	Pensión media	Número de pensiones	Índice de Theil	Índice de entropía ( $\beta = 2$ )
Andalucía .....	789,17	1.467.221	0,002482	0,002494
Aragón .....	909,51	292.383	0,001785	0,001721
Principado de Asturias	1.028,44	299.198	0,000000	0,000000
C. Valenciana .....	801,65	937.067	0,001094	0,001087
Canarias .....	812,07	282.848	0,000047	0,000047
Cantabria .....	908,66	135.387	0,000000	0,000000
Castilla y León .....	851,53	600.271	0,003712	0,003747
Castilla-La Mancha ....	809,19	357.382	0,001503	0,001563
Cataluña .....	900,97	1.649.212	0,002301	0,002154
Ceuta .....	898,58	8.075	0,000000	0,000000
Extremadura .....	732,25	216.223	0,000103	0,000104
Galicia .....	733,67	745.147	0,003422	0,003260
Illes Balears .....	799,19	177.994	0,000000	0,000000
				.../...

Comunidad/ Ciudad autónoma	Pensión media	Número de pensiones	Índice de Theil	Índice de entropía ( $\beta = 2$ )
.../...				
Madrid .....	1.030,58	1.061.177	0,000000	0,000000
Melilla .....	829,30	7.466	0,000000	0,000000
Murcia .....	767,42	236.374	0,000000	0,000000
Navarra .....	991,85	127.435	0,000000	0,000000
País Vasco .....	1.076,28	523.293	0,000126	0,000124
Rioja (La) .....	838,57	66.430	0,000000	0,000000
<b>Total España .....</b>	<b>870,75</b>	<b>9.190.583</b>		
Índice dentro del grupo (de cada CC. AA.) .....			0,001486	0,001325
Índice entre grupos (CC. AA.) .....			0,006974	0,007285
<b>Índice global (entre provincias) .....</b>			<b>0,008460</b>	<b>0,008610</b>

**Al analizar la distribución entre comunidades, y no entre provincias, todos los índices de desigualdad calculados muestran valores inferiores, es decir, muestran una menor desigualdad en la distribución de la nómina de pensiones**

Como se puede comprobar, al igual que ocurre con el índice de Gini, los valores que adoptan los índices de entropía generalizada y de Theil son inferiores cuando se analiza lo que ocurre entre comunidades autónomas, así para todos los índices se comprueba que el mayor porcentaje de desigualdad existente se debe a lo que ocurre entre las comunidades<sup>11</sup>, con un peso del 82,44% para el índice de Theil, y del 84,61% para la entropía generalizada con  $\beta = 2$ .

## 5. COMPORTAMIENTO POR MODALIDAD DE PENSIÓN

Puesto que se comprueba que la desigualdad entre provincias, en el conjunto de pensiones contributivas, no es de gran relevancia cuando se analizan en su conjunto, en este punto la atención se centra en la modalidad de pensión contributiva que es proporcionada por el sistema de Seguridad Social, de tal forma que el análisis efectuado en el apartado anterior se replica para cada una de las modalidades de pensiones.

<sup>11</sup> A este respecto hay que tener en cuenta que aquellas comunidades autónomas uniprovinciales presentan una índice de desigualdad dentro de la comunidad igual a cero, siendo todavía más importante el comportamiento que se da en el resto de comunidades, cuestión que hace que la diferencia existente entre las comunidades tengan un efecto mayor sobre el total de la desigualdad calculada.

Los datos obtenidos son los siguientes:

## A) PENSIÓN DE JUBILACIÓN

En este caso, los principales valores quedan resumidos en la siguiente tabla:

**Principales indicadores de desigualdad en la nómina de pensiones contributivas del Sistema de Seguridad Social. Análisis por provincias**

Gini .....	0,09592
Atkinson $\alpha = 0,5$ .....	0,00471
Atkinson $\alpha = 1$ .....	0,00942
Atkinson $\alpha = 1,5$ .....	0,01412
Atkinson $\alpha = 2$ .....	0,01879
Atkinson $\alpha = 2,5$ .....	0,02344
Atkinson $\alpha = 3$ .....	0,02805
Theil .....	0,00943
Entropía generalizada $\beta = 0,5$ .....	0,07641
Entropía generalizada $\beta = 1$ .....	0,02865
Entropía generalizada $\beta = 1,5$ .....	0,01528
Entropía generalizada $\beta = 2$ .....	0,00955
Entropía generalizada $\beta = 2,5$ .....	0,00655
Entropía generalizada $\beta = 3$ .....	0,00478

Se puede comprobar cómo los índices de desigualdad adoptan valores superiores, así el valor 0,09592 del **índice de Gini** supone que la esperanza de la diferencia en la pensión de jubilación entre dos provincias elegidas aleatoriamente es el 19,18% de la pensión media, es decir, 191,73 euros, superior a lo que ocurre si no se distingue la tipología de la pensión.

Por otra parte, atendiendo al **índice de Atkinson**, con  $\alpha = 2$ , se podría obtener el mismo nivel de bienestar con una nómina en pensiones del 98,12% de la existente, pero distribuida de manera igualitaria, o bien aumentar el bienestar en un 1,88% si estuviese igualitariamente distribuida la nómina en pensiones entre todas las provincias.

Finalmente, prestando atención al **índice de Theil**, se puede comprobar que de toda la igualdad posible, en la distribución de la nómina de pensiones de jubilación entre las provincias, se obtiene el 99,06%, valor bastante elevado, aunque algo inferior a lo que ocurre en el caso del conjunto de las pensiones.

Cuando se trata de descomponer los índices de desigualdad, se obtiene que el índice de Gini entre comunidades autónomas es de 0,073528, acorde con el comportamiento que se observa en el conjunto de pensiones contributivas.

**El desglose en los índices de Theil y entropía generalizada muestra las siguientes cifras**

Comunidad/Ciudad autónoma	Pensión media	Número de pensiones	Índice de Theil	Índice de entropía ( $\beta=2$ )
Andalucía .....	908,32	803.886	0,003516	0,003557
Aragón .....	1.033,80	182.639	0,001896	0,001824
Asturias .....	1.220,35	171.742	0,000000	0,000000
C. Valenciana .....	908,80	564.536	0,001522	0,001513
Canarias .....	958,14	155.737	0,000133	0,000134
Cantabria .....	1.053,85	80.599	0,000000	0,000000
Castilla y León .....	971,59	374.655	0,004808	0,004862
Castilla-La Mancha .....	925,33	203.458	0,001980	0,002043
Cataluña .....	1.014,26	1.043.108	0,002237	0,002096
Ceuta .....	1.108,09	3.934	0,000000	0,000000
Extremadura .....	832,83	118.973	0,000337	0,000334
Galicia .....	828,14	460.944	0,004877	0,004608
Illes Balears .....	915,65	109.793	0,000000	0,000000
Madrid .....	1.188,59	687.523	0,000000	0,000000
Melilla .....	1.054,60	3.196	0,000000	0,000000
Murcia .....	882,30	132.159	0,000000	0,000000
Navarra .....	1.125,09	82.435	0,000000	0,000000
País Vasco .....	1.235,02	328.349	0,000396	0,000391
Rioja (La) .....	935,37	43.162	0,000000	0,000000
<b>Total España .....</b>	<b>999,41</b>	<b>5.550.828</b>		
Índice dentro del grupo (de cada CC. AA.) .....			0,001852	0,001610
Índice entre grupos (CC. AA.) .....			0,007579	0,007941
<b>Índice global (entre provincias) .....</b>			<b>0,009430</b>	<b>0,009552</b>
			0,009431	0,009552

De nuevo, el componente entre comunidades autónomas es inferior al peso que tiene en el conjunto de la desigualdad, la existente dentro de cada comunidad.

## B) RESTO DE PENSIONES

El comportamiento que se da en las pensiones de incapacidad, viudedad, orfandad y favor a familiares es similar al observado en jubilación, destacando la menor desigualdad existente.

El dato más significativo (cuyo detalle se recoge en el Anexo) se encuentra que en el resto de las cuatro modalidades de pensión, los índices de desigualdad, a diferencia de lo que ocurre en la pensión de jubilación, son inferiores a los que se alcanzan cuando se distingue dicha modalidad, así el **índice de Gini** va desde el valor de 0,07790 en la pensión de incapacidad al valor de 0,04425 en la de favor de familiares.

En referencia al **índice de Atkinson con  $\alpha = 2$** , se podría obtener el mismo nivel de bienestar con una nómina en pensiones del 98,61 % en el caso de la de incapacidad, incrementándose hasta el 99,41 % para las pensiones de favor a familiares.

En el mismo sentido, atendiendo al **índice de Theil** de toda la igualdad posible, en la distribución de la nómina de pensiones entre las provincias, se obtiene el 99,06 % en las de incapacidad, incrementándose hasta el 99,41 % en la de favor a familiares.

## 6. DESIGUALDAD ENTRE MODALIDADES DE PENSIONES

Habiendo comprobado que la desigualdad existente entre provincias es reducido, tanto si se atiende al conjunto de pensiones contributivas como si se hace un tratamiento diferenciado según la modalidad de pensión, se procede a analizar el comportamiento dentro de cada provincia atendiendo a la diferente pensión que se perciba por los distintos beneficiarios.

En este análisis se procede a calcular el **índice de Theil**, como más intuitivo al comparar el grado de desigualdad existente entre los distintos elementos de estudio. En primer lugar, se calcula su valor tomando los datos de cada modalidad de pensión en el conjunto de provincias. De esta manera, el valor obtenido es de 0,02571, lo que implica que de toda la igualdad posible, en la distribución de la nómina de pensiones distribuidas por modalidad se obtiene el 97,43 %, valor que aunque también es elevado, es casi 2,5 puntos porcentuales inferior al observado al comparar las provincias, es decir, que la desigualdad existente en el conjunto de pensiones contributivas no se debe tanto a su distribución entre provincias sino a la modalidad a la que pertenecen.

Analizando esta cuestión a nivel de provincia y comunidad autónoma, los datos obtenidos son los siguientes:

## Desigualdad entre modalidades de pensión

Provincia/Comunidad autónoma	Índice de Theil
Almería .....	0,0247
Cádiz .....	0,0306
Córdoba .....	0,0216
Granada .....	0,0234
Huelva .....	0,0275
Jaén .....	0,0189
Málaga .....	0,0271
Sevilla .....	0,0252
ANDALUCÍA .....	0,0248
Huesca .....	0,0211
Teruel .....	0,0230
Zaragoza .....	0,0258
ARAGÓN .....	0,0247
ASTURIAS .....	0,0338
ILLES BALEARS .....	0,0261
Palmas (Las) .....	0,0317
S. C. Tenerife .....	0,0280
CANARIAS .....	0,0299
CANTABRIA .....	0,0281
Ávila .....	0,0167
Burgos .....	0,0275
León .....	0,0251
Palencia .....	0,0235
Salamanca .....	0,0195
Segovia .....	0,0216
Soria .....	0,0202
Valladolid .....	0,0291
Zamora .....	0,0165
CASTILLA Y LEÓN .....	0,0239
Albacete .....	0,0202
Ciudad Real .....	0,0225
.../...	

Provincia/Comunidad autónoma	Índice de Theil
.../...	
Cuenca .....	0,0166
Guadalajara .....	0,0256
Toledo .....	0,0221
CASTILLA-LA MANCHA .....	0,0216
Barcelona .....	0,0236
Girona .....	0,0234
Lleida .....	0,0230
Tarragona .....	0,0250
CATALUÑA .....	0,0239
Alicante .....	0,0214
Castellón .....	0,0214
Valencia .....	0,0243
C. VALENCIANA .....	0,0229
Badajoz .....	0,0198
Cáceres .....	0,0163
EXTREMADURA .....	0,0181
Coruña (A) .....	0,0221
Lugo .....	0,0227
Ourense .....	0,0183
Pontevedra .....	0,0247
GALICIA .....	0,0218
MADRID .....	0,0291
MURCIA .....	0,0239
NAVARRA .....	0,0278
Araba/Álava .....	0,0286
Gipuzkoa .....	0,0253
Bizkaia .....	0,0302
PAÍS VASCO .....	0,0282
RIOJA (LA) .....	0,0200
CEUTA .....	0,0455
MELILLA .....	0,0494
España .....	0,0257

Al analizar la desigualdad entre pensiones, las diferencias existentes entre diversas provincias son significativas, así mientras que en Cáceres el grado de igualdad conseguido es del 98,37% del total posible, en Melilla solo es del 95,06 %, una diferencia del 3,31 %, y de 2,37 puntos porcentuales inferior a lo que ocurre en el conjunto de todas las provincias.

**El análisis de desigualdad en la nómina de pensiones contributivas, aplicado en cada una de las provincias españolas, presenta importantes diferencias. Así en provincias como Cáceres la desigualdad es mínima, mientras que en otras como Melilla esta desigualdad se hace más patente**

## 7. EVOLUCIÓN TEMPORAL

En este apartado se analiza si el resultado obtenido con la nómina en pensiones en un momento concreto (junio de 2014) es reflejo o no de lo que ha ocurrido en años anteriores.

El periodo de tiempo analizado es el que va desde el año 2007 al actual ejercicio 2014, centrándose en la nómina del mes de junio como mes intermedio que recoge una muestra de lo ocurrido al cabo de los diferentes meses del año. Este periodo de 8 años es el que permite disponer de los datos publicados por la Secretaría de Estado de Seguridad Social en su página web *www.seg-social.es*, siendo un periodo de tiempo bastante amplio que permite analizar la evolución de los principales indicadores de desigualdad.

Como punto de inicio para este análisis temporal, se muestran a continuación las grandes cifras referentes a la nómina de pensiones contributivas, a saber, el número de pensiones totales del sistema de Seguridad Social, su importe medio y el total de la nómina tramitada en el mes de junio de cada uno de los años indicados.

**Evolución en la nómina de pensiones contributivas (datos a junio)**

	Número	Pensión media	Nómina
2007	8.268.724	673,21	5.566.628.997,57
2008	8.382.778	719,58	6.032.105.475,08
2009	8.522.524	753,93	6.425.371.361,95
2010	8.662.633	779,23	6.750.170.290,20
2011	8.798.786	804,80	7.081.220.790,66
2012	8.902.683	829,57	7.385.395.852,93
2013	9.058.379	856,26	7.756.357.156,44
2014	9.190.583	870,75	8.002.719.884,62

Como se puede observar, tanto el número de pensiones como la pensión media ha seguido una tendencia ascendente durante los 8 años analizados, siendo destacable el crecimiento de los primeros años, en los que la nómina experimentó crecimientos del 8,36 % durante el año 2008 y del 6,52 % durante el 2009. Estos crecimientos se han ido suavizando hasta llegar al 3,18 % del último año estudiado.

Calculando los principales índices de desigualdad para cada año, tomando los datos de nómina de junio, las cifras son las siguientes:

**Principales indicadores de desigualdad en la nómina de pensiones contributivas del sistema de Seguridad Social. Análisis por provincias y años**

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Gini .....	0,09108	0,09180	0,09066	0,09142	0,09169	0,09115	0,09264	0,09327
Atkinson $\alpha = 0,5$ .....	0,00435	0,00431	0,00425	0,00420	0,00421	0,00418	0,00418	0,00422
Atkinson $\alpha = 1$ .....	0,00866	0,00858	0,00847	0,00837	0,00840	0,00833	0,00834	0,00842
Atkinson $\alpha = 1,5$ .....	0,01293	0,01281	0,01265	0,01250	0,01255	0,01246	0,01246	0,01259
Atkinson $\alpha = 2$ .....	0,01715	0,01700	0,01679	0,01660	0,01666	0,01655	0,01656	0,01672
Atkinson $\alpha = 2,5$ .....	0,02130	0,02113	0,02087	0,02065	0,02073	0,02059	0,02060	0,02081
Atkinson $\alpha = 3$ .....	0,02540	0,02520	0,02490	0,02465	0,02475	0,02458	0,02460	0,02485
Theil .....	0,00873	0,00864	0,00853	0,00841	0,00844	0,00837	0,00838	0,00846
Entropía generalizada $\beta = 0,5$ .....	0,07167	0,07077	0,06975	0,06869	0,06884	0,06823	0,06821	0,06888
Entropía generalizada $\beta = 1$ .....	0,02688	0,02654	0,02616	0,02576	0,02581	0,02559	0,02558	0,02583
Entropía generalizada $\beta = 1,5$ .....	0,01433	0,01415	0,01395	0,01374	0,01377	0,01365	0,01364	0,01378
Entropía generalizada $\beta = 2$ .....	0,00896	0,00885	0,00872	0,00859	0,00860	0,00853	0,00853	0,00861
Entropía generalizada $\beta = 2,5$ .....	0,00614	0,00607	0,00598	0,00589	0,00590	0,00585	0,00585	0,00590
Entropía generalizada $\beta = 3$ .....	0,00448	0,00442	0,00436	0,00429	0,00430	0,00426	0,00426	0,00430

Observando estos datos, se comprueba que durante los años primeros años los índices de desigualdad han ido reduciéndose, sobre todo en el año 2010, con una caída del 1,32 % en el índice de Theil, a pesar de que el índice de Gini experimentase un pequeño repunte. Sin embargo, esta situación cambia en el año 2011, y sobre todo en los dos últimos años objeto de estudio, de tal forma que durante el año 2014 es donde se muestra el mayor incremento en los índices de desigualdad, con porcentajes en torno al 1 %, coincidiendo con el menor crecimiento en el total de la nómina de pensiones contributivas pagada a sus beneficiarios.

**En un análisis temporal del grado de desigualdad, se muestra una reducción hasta el año 2010, repuntando en el año 2011, con un incremento destacable en el año 2014, coincidiendo con un menor crecimiento en la nómina total de pensiones sufragadas por el sistema de Seguridad Social**

Profundizando en la ordenación de provincias que se realiza a la hora de determinar el índice de Gini, en la parte inferior de la distribución se mantiene, durante los ocho años, la provincia de Orense, seguida de la de Lugo y Almería, mientras que en la parte de mayor poder adquisitivo, la provincia con mayor pensión media corresponde a Vizcaya hasta el año 2012, ya que durante los dos últimos años esta posición la ocupaba Álava. Destacar que en todos los casos la tercera provincia con

mayor pensión media es Guipúzcoa, por lo que son las provincias del País Vasco las que dominan esta parte «más rica» de la distribución en la nómina de pensiones contributivas.

Analizando la descomposición del índice de Theil en sus componentes «entre» comunidades autónomas y «dentro» de cada comunidad, los resultados obtenidos son los siguientes:

	Índice de Theil							
	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Índice dentro del grupo (de cada CC. AA.) .....	0,001499	0,001501	0,001493	0,001502	0,001510	0,001493	0,001479	0,001486
Índice entre grupos (CC. AA.)	0,007235	0,007141	0,007034	0,006912	0,006930	0,006881	0,006897	0,006974
<b>Índice global (entre provincias) .....</b>	<b>0,008734</b>	<b>0,008643</b>	<b>0,008527</b>	<b>0,008414</b>	<b>0,008441</b>	<b>0,008374</b>	<b>0,008376</b>	<b>0,008460</b>
Porcentaje del índice «entre» .....	82,83 %	82,63 %	82,49 %	82,15 %	82,11 %	82,17 %	82,35 %	82,44 %

Se corrobora que durante los ocho años analizados, el componente que mayor porcentaje de la desigualdad detectado es el que se refiere a la desigualdad existente entre las diferentes comunidades autónomas, algo que no sorprende tras analizar de forma somera la ordenación de las provincias atendiendo al importe de su pensión media. En concreto, el porcentaje de desigualdad explicado por las diferencias existentes entre las distintas comunidades autónomas toma valores en torno al 82 % en todos los casos.

## 8. ANÁLISIS POR REGÍMENES

El estudio realizado en los apartados anteriores no ha tomado en consideración los distintos regímenes en los que se clasifican las pensiones contributivas del sistema de Seguridad Social percibidas en el conjunto de España, ahora bien, en este apartado, con el fin de conseguir datos más

significativos que permitan analizar las razones que puedan justificar los índices de desigualdad que se han conseguido en los apartados anteriores, se procede a tener en cuenta estos regímenes de la Seguridad Social en los que se agrupan las diferentes pensiones contributivas.

Para este análisis por regímenes, la atención se centra en las comunidades autónomas y el importe de nómina a junio de 2014, con base en los regímenes en vigor, obteniendo los siguientes datos:

#### Análisis de la nómina de pensiones contributivas por regímenes

Régimen de Seguridad Social	Nómina mensual	Porcentaje s/ total nómina	Nº pensiones	Porcentaje s/ total pensiones	Pensión media
Régimen General .....	6.223.867.653,86	77,77 %	6.445.971	70,14 %	965,54
RETA .....	1.171.678.711,30	14,64 %	1.916.680	20,85 %	611,31
Trabajadores del Mar .....	120.454.511,99	1,51 %	130.701	1,42 %	921,60
Minería del Carbón .....	100.590.654,50	1,26 %	66.944	0,73 %	1.502,61
Accidente de Trabajo .....	193.839.357,87	2,42 %	208.204	2,27 %	931,01
Enfermedad Profesional	46.307.866,19	0,58 %	39.799	0,43 %	1.163,54
SOVI .....	145.979.177,77	1,82 %	382.284	4,16 %	381,86

En primer lugar, se puede comprobar como el mayor porcentaje de pensiones contributivas del conjunto de España se localiza en el Régimen General, con un 70,14 % del total de pensiones, aglutinando el 77,77 % de la nómina total, aspecto diferenciador a lo que ocurre en el RETA, ya que a pesar de concentrar el 20,85 % de las pensiones, únicamente representa el 14,64 % de la nómina total, dada la diferencia entre la pensión media existente en cada uno de estos regímenes.

Centrándose en el resto de los regímenes, llama la atención el Régimen de la Minería del Carbón, puesto que a pesar de concentrar únicamente el 0,73 % del total de las pensiones contributivas, representa un 1,26 % de la nómina total, casi el doble del porcentaje, como así se pone de manifiesto en el importe de la pensión media, 1.502,61 euros/mes, muy por encima del resto de las pensiones clasificadas en los demás regímenes de la Seguridad Social.

Este análisis previo de la distribución de la nómina de pensiones contributivas entre los distintos regímenes de la Seguridad Social es importante para proceder al estudio de los resultados que se obtienen cuando se analiza el nivel de desigualdad y concentración entre las distintas comunidades y ciudades autónomas, y que se muestran en el siguiente cuadro:

**Análisis de desigualdad en la nómina de pensiones contributivas entre comunidades y ciudades autónomas, según régimen de la Seguridad Social**

Régimen de Seguridad Social	Índice de Gini	Índice de Theil
Régimen General .....	0,081282392	0,008695841
RETA .....	0,036794724	0,002479661
Trabajadores del Mar .....	0,033451683	0,004771277
Minería del Carbón .....	0,115631312	0,005955513
Accidente de Trabajo .....	0,048921647	0,003646989
Enfermedad Profesional .....	0,123637493	0,008753012
SOVI .....	0,009478214	0,000107232

Como se puede comprobar, la mayor desigualdad se centra entre las pensiones contributivas derivadas de Enfermedad Profesional, con un índice de Gini del 0,1236, que implica que la esperanza de la diferencia entre pensiones de distintas comunidades autónomas es del 24,72% de la pensión media de este régimen, es decir, de 287,72 euros al mes.

En un análisis pormenorizado, se observa que en este régimen, mientras que el 25% del total de las pensiones de todas las comunidades con menor importe medio solo aglutinan el 20% de la nómina en pensiones, el 19,85% de las pensiones de aquellas comunidades que presentan mayor importe medio recogen el 22,77% de la nómina total.

Ahora bien, dado el elevado importe de la pensión media del régimen de Minería del Carbón, es destacado su índice de Gini de 0,1156, lo que supone que la esperanza de la diferencia entre pensiones contributivas de comunidades autónomas elegidas aleatoriamente, en este régimen, es el 23,21% de la pensión media, es decir, 347,50 euros al mes, cantidad que casi representa más de la mitad de la pensión media del RETA.

Atendiendo a la distribución de la pensión media de cada comunidad autónoma, en este caso el 10,60% de las pensiones de las comunidades con menor importe medio representan el 8,00% de la nómina total, frente al hecho de que el porcentaje de las pensiones medias de las comunidades con mayor importe medio, un 6,03%, alcanzan el 6,50% de la nómina total de este régimen.

Es de significar que a pesar de que atendiendo al índice de Gini, este régimen de la Minería del Carbón presenta el segundo mayor valor, sin embargo, atendiendo al índice de Theil se situaría en un lugar posterior al Régimen General, debido a que el procedimiento de cálculo de este último índice tiene como consideración la diferencia entre el porcentaje que representa la pensión media en cada comunidad sobre el total de las pensiones (nómina total de cada régimen), siendo significativo que en el régimen de la Minería del Carbón el mayor porcentaje de la nómina se encuentra en las penúltima comunidad autónoma con mayor pensión media, en concreto en la Co-

munidad de Asturias, en la que no solo tiene una pensión media más alta sino también el mayor número de perceptores, un 53,33 % del total.

Finalmente, es significativo el comportamiento del Régimen General, que como régimen con mayor peso en el conjunto total de las pensiones contributivas alcanza el tercer índice de desigualdad con mayor valor. El índice de Gini, de 0,08128, supone que la esperanza de la diferencia entre pensiones de distintas comunidades autónomas se sitúa en unos 156,96 euros al mes.

Este régimen, tal y como se apunta en el párrafo anterior, presenta el segundo régimen con mayor desigualdad si se tiene en consideración el índice de Theil, ya que, a diferencia de lo que ocurre en el régimen de la Minería del Carbón, los mayores porcentajes de nómina se sitúan en un mayor número de comunidades autónomas, en concreto en las tres comunidades autónomas con mayor pensión media, y no en las dos últimas como ocurre en la Minería del Carbón.

Por tanto, con este análisis de la desigualdad entre comunidades autónomas diferenciando el régimen al que pertenecen las pensiones en vigor, se puede deducir que las diferencias detectadas en los apartados iniciales centrados en un análisis por provincias se deben en gran medida a las diferencias existentes entre comunidades autónomas en determinados regímenes como son los de Accidentes de Trabajo, Minería del Carbón y Régimen General.

## 9. DISTRIBUCIÓN DE LA NÓMINA DE PENSIONES CONTRIBUTIVAS Y CAPACIDAD DE COMPRA

Adicionalmente, en este punto se centra la atención en el análisis de la capacidad de compra de las comunidades autónomas, con el objetivo de comprobar si existe alguna relación con el comportamiento observado en la nómina de las pensiones contributivas facilitadas por el sistema de Seguridad Social.

Para ello se utiliza como indicador de capacidad de compra el dato de PIB per cápita, empleando las cifras más actualizadas, facilitadas por el Instituto Nacional de Estadística, en concreto, la primera estimación del PIB per cápita para el año 2013, elaborado en el contexto de «Contabilidad Regional con Base 2008», y la cifra de población a 1 de julio de ese mismo año 2013<sup>12</sup>.

Los datos utilizados muestran que las comunidades con mayor PIB per cápita se corresponden con las de País Vasco, Madrid y Navarra, coincidentes con las comunidades con mayor pensión media, con la excepción de Asturias, que en un análisis de la pensión media contributiva se sitúa como tercera región con mayor pensión media, mientras que en análisis del PIB per cápita

<sup>12</sup> Acorde a lo que se recoge en la página web [www.ine.es](http://www.ine.es), el cálculo del PIB per cápita ajusta al acuerdo entre los Estados miembros de la UE y Eurostat, de tal forma que el valor del PIB de la Extra-Regio no se reparte entre el resto de los territorios regionales. Además, la fuente de información empleada para determinar la cifra de población a 1 de Julio se corresponde con «Las Estimaciones de la Población Actual de España».

se sitúa en una posición central, a pesar de que sobre el total de la población, el número de pensiones contributivas representa un 28,76%, mientras que en el País Vasco este porcentaje se sitúa en el 24,97%, y en Madrid es del 16,74%. Hecho que se debe a que mientras que para Asturias la población inactiva y desocupada representa el 63,84%, en Madrid y País Vasco este porcentaje está en torno al 58%. Es decir, que a pesar de que las pensiones contributivas en esta comunidad representan el mayor porcentaje sobre la población total, el hecho de que sea, a su vez, la que mayor población no ocupada tenga, hace pensar que influye en su PIB per cápita, al igual que la realidad existente en el sector de la Minería del Carbón, en un declive continuado con escasa población ocupada. Adicionalmente, la tasa de riesgo<sup>13</sup>, mostrando que Asturias presenta una tasa superior a la de Madrid y País Vasco, lo cual motiva el hecho de que alcance una menor capacidad de compra, a pesar de que sus pensiones contributivas sean de las más altas en el conjunto español.

Habiendo dirimido acerca de los tramos con mayor PIB per cápita, en el lado expuesto comprobamos que las comunidades autónomas con menor capacidad de compra son Extremadura, Melilla y Andalucía, coincidiendo con la clasificación mostrada en el análisis de la pensión media, con la excepción de Galicia, que a pesar de ser la segunda comunidad con menor pensión media, en el análisis de su PIB per cápita se sitúa junto a Asturias, con una estructura de población (desde el punto de vista laboral) muy similar a la de Asturias.

Calculando los principales índices de desigualdad aplicados a la capacidad de compra se obtiene un índice de Gini de 0,145976511 y un índice de Theil de 0,0228, valores superiores a los calculados en el análisis de la nómina de pensiones, incluso cuando este se ha realizado según el régimen en el que se engloban las pensiones en vigor.

---

**Atendiendo a la capacidad de compra de las distintas regiones españolas se comprueba una mayor desigualdad entre las mismas, más significativa que la obtenida en el análisis de la nómina de pensiones contributivas en vigor**

---

Estos resultados ponen de manifiesto que la desigualdad entre comunidades autónomas es mucho más cuando se trata de analizar el PIB per cápita y no solo las pensiones contributivas proporcionadas por el sistema de Seguridad Social, lo cual lleva a la conclusión que estas pensiones contributivas contribuyen a que la desigualdad existente entre las comunidades autónomas sea menor a la que existiría si dichas prestaciones contributivas no existiesen.

De esta forma, y con base en las cifras obtenidas, si cuando se analiza la pensión contributiva media se observaba que con base en el **índice de Gini** al elegir dos comunidades autónomas aleatoriamente, la esperanza de la diferencia entre pensiones es del 14,71% de la pensión media, es decir, de 128,05 euros al mes (aproximadamente 1.792,70 €/año)<sup>14</sup>, sin embargo, si se ana-

---

<sup>13</sup> Datos publicados por el INE el 27 de mayo de 2014, correspondientes a la Encuesta de condiciones de vida para el año 2013.

<sup>14</sup> Es una cantidad aproximada ya que se trata de elevar a 14 pagas la pensión media del mes de junio. La diferencia exacta exigiría trabajar con la pensión anual global de todo el año.

liza la capacidad de compra, mediante el PIB per cápita, al elegir dos comunidades autónomas al azar, la esperanza de la diferencia entre PIB per cápita se eleva al 29,20% del valor medio, es decir, aproximadamente 6.497,81 euros al año.

Del mismo modo, atendiendo al **índice de Theil**, el valor obtenido al analizar la pensión media es de 0,006897; frente al valor de 0,0228, que se determina si se analiza el PIB per cápita de cada comunidad autónoma, es decir, que si en el sistema contributivo de pensiones, de toda la igualdad posible, se obtiene el 99,32%, en el caso de la capacidad de compra, de esa igualdad deseada entre comunidades, ese porcentaje se reduce al 97,72%, es decir, 1,66 puntos porcentuales.

## 10. CONCLUSIÓN

Como se indica en la primera parte del trabajo, la evolución experimentada en el Presupuesto de la Seguridad Social, y, en especial, en las diferentes magnitudes que influyen directamente en su partida de gastos, el presente estudio se hace más que necesario como complemento a la información estadística que periódicamente ofrece el Instituto Social de la Seguridad Social como entidad gestora de la Secretaría de Estado de Seguridad Social.

Una vez expuesto todo el análisis realizado, se puede comprobar el grado de desigualdad existente en la pensión media percibida por los beneficiarios del sistema de Seguridad Social cuando se analizan las diferencias entre provincias, atendiendo a los valores que adoptan los principales índices de desigualdad empleados en la literatura económica. Los resultados obtenidos muestran que aunque las diferencias en términos relativos y absolutos entre la pensión media de las provincias con mayor y menor poder adquisitivo es considerable, en torno a los 450 euros al mes, al analizar el grado de desigualdad en el reparto de la nómina de pensiones entre las provincias españolas se obtienen valores relativamente bajos, lo que indica que la diferencia existente en ese reparto no implica índices de desigualdad que supongan un importante impacto social.

Sin embargo, profundizando más en el análisis de la desigualdad detectada, se llega a la conclusión de que dicha desigualdad es consecuencia de las diferencias existentes entre comunidades autónomas, y no tanto de las que existen en el seno de cada comunidad, es decir, que el mayor peso en la concentración en la nómina de pensiones se centra en determinadas comunidades que engloban las pensiones más altas, destacando la del País Vasco, frente a las de menor nómina en pensiones como es Galicia.

---

**Comparando diferencias entre poder adquisitivo y pensión media asociada a las distintas provincias, se puede llegar a la conclusión de que la desigualdad existente entre el poder adquisitivo de cada una de ellas no se traduce en una desigualdad de tipo social como puede ser la que se asocia a la nómina de pensiones**

---

---

### Con estos datos se puede relacionar el nivel de concentración de la nómina de pensiones con las provincias que presentan mayor pensión media

---

mientras que en Melilla la desigualdad existente supera al total del país, en provincias como Cáceres esta desigualdad es bastante inferior a la que se recoge en el total del país, a pesar que es la Comunidad de Extremadura la que se encuentra en el percentil de nómina en pensiones de menor importe. De nuevo, derivando en una investigación más profunda acerca del motivo de la desigualdad detectada, se halla a la diferencia entre comunidades como razón principal de la desigualdad detectada.

Como en todo estudio, es esencial atender a la evolución temporal experimentada por los índices de desigualdad. Atendiendo al periodo que va desde 2007 a 2014, y centrándose en la nómina de pensiones contributivas pagadas por el sistema de Seguridad Social en el mes de junio en su distribución territorial, destaca la reducción que se experimentó durante los primeros años objeto de estudio, cambiando esta tendencia en el año 2011, para hacerse especialmente remarcable en los dos últimos años, sobre todo en el año 2014 en el que los índices calculados experimentan crecimientos en torno al 1%.

Esta última tendencia de crecimiento en la desigualdad existente en la distribución de la nómina de pensiones contributivas entre las distintas provincias españolas coincide con la tendencia a la baja en el importe total de la nómina gestionada, lo que hace de especial relevancia continuar haciendo un seguimiento de su evolución a lo largo del tiempo, con el fin de asociar este comportamiento a las consecuencias que tendrán las últimas modificaciones legales en el cálculo de las pensiones contributivas generadas por la legislación más reciente<sup>15</sup>.

Como colofón al trabajo, se trata de analizar el porqué de esta desigualdad detectada en la pensión media de las distintas comunidades autónomas, procediendo al estudio de la pensión media según el régimen de la Seguridad Social al que se encuentra adscrita, encontrándose importantes diferencias entre un régimen y otro, de tal forma que se asocia una elevada relación entre el comportamiento de la pensión media en su conjunto con lo observado en determinados regímenes tales como el de Accidente de Trabajo y el de la Minería del Carbón.

---

<sup>15</sup> En este sentido, destaca la entrada en vigor, en el año 2013, de las modificaciones introducidas, en materia de prestaciones, por la Ley 27/2011, de 1 de agosto, sobre actualización, adecuación y modernización del sistema de Seguridad Social, y desarrolladas por Real Decreto 1716/2012, de 28 de diciembre, de desarrollo de las disposiciones establecidas, en materia de prestaciones, por la Ley 27/2011, de 1 de agosto, sobre actualización, adecuación y modernización del sistema de la Seguridad Social.

Finalmente, y con el fin de relacionar el comportamiento de la pensión media contributiva con una magnitud más genérica como es la capacidad de compra de la población de la cada comunidad, a través del PIB per cápita, se observa que la desigualdad entre regiones es bastante más pronunciada, estableciéndose un orden entre las mismas, similar al que se obtiene en el análisis de la pensión contributiva, con ciertas excepciones que se deben a las características de sus sectores productivos a lo largo del tiempo. Así, Asturias, con un sector minero predominante en el pasado, ha generado pensiones contributivas de un importe elevado que no se corresponden con los salarios actuales, propios de sectores productivos más similares al resto de las comunidades autónomas.

---

## Bibliografía

- ANDERSON, T. W. y DARLING, D. A. [1954]: «A test of goodness of fit», *Journal of the American Statistical Association*, núm. 49, págs. 765-769.
- ATKINSON, A. B. [1970]: «On the Measurement of Inequality», *Journal of Economic Theory*, núm. 2, págs. 244-263.
- ATKINSON, A. B. y BOURGUIGNON, F. [1982]: «The comparison of multi-dimensional distributions of economic status», *Review of Economic Studies*, núm. 12, págs. 183-201.
- ARANDA, J. J. y PÉREZ, S. [2000]: «Distribución de la renta y crecimiento económico en España (1985-1995)», *Anales de Economía Aplicada. XIV Reunión ASEPELT-España*.
- ARNOLD, B. C. [2005]: «Inequality measures for multivariate distributions», *International Journal of Statistics*, LXIII, núm. 3, págs. 317-327.
- AYALA, L. y SASTRE, M. [2007]: «Políticas redistributivas y desigualdad», *Política Económica en España. ICE*, núm. 837, págs. 117-138.
- BOURGUIGNON, F. [1979]: «Descomposable Income Inequality Measures», *Econometrica*, núm. 47, págs. 901-920.
- CALERO, J. [2001]: «La incidencia distributiva del gasto público social. Análisis general y tratamiento específico de la incidencia distributiva entre grupos sociales entre grupos de edad», Documento de trabajo, P.T.N. 20/01, Instituto de Estudios Fiscales.
- CALONGE, S. y MANRESA, A. [1997]: «Consecuencias redistributivas del Estado del Bienestar en España: Un análisis empírico desagregado», *Moneda y Crédito*, núm. 204, págs. 13-66.
- COWELL, F. A. [2009]: «Measuring inequality», *LSE Perspectives in Economic Analysis*, Oxford University Press, <http://darp.lse.ac.uk/MI3>.
- COWELL, F.; FLACHAIRE, E. y BANDYOPADHYAY, S. [2011]: «Inequality, entropy and goodness of fit», GREQAM, Document of Travail, núm. 23.
- CHOTIKAPANICH, D. [2008]: «Modelling income distributions and Lorenz curves. Springer science + Business media», LLC.
- CHOTIKAPANICH, D.; VALENZUELA, R. y PRASADA, D. S. [1997]: «Global and regional inequality in the distribution of income: Estimation with limited and incomplete data», *Empirical Economics*, núm. 22, págs. 533-246.
- DALTON, H. [1920]: «The measurement of the inequality of incomes», *Economic Journal*, núm. 30, págs. 348-361.

- DE LAS HERAS, A. [2012]: «Las magnitudes económicas relacionadas con las pensiones contributivas y cotizaciones de la Seguridad Social», *Foro de Seguridad Social*, núm. 25, págs. 77-88.
- DE LAS HERAS, A. y GONZÁLEZ, J. [2011]: «Las estadísticas de la Subdirección General de Estudios Económicos (INSS)», *Revista Índice*, núm. 94, págs. 12-15.
- DE LAS HERAS, A.; GONSÁLBEZ, B. y HERNÁNDEZ, D. (2014): «The sustainability factor and the Spanish Public Pension System», *Economía Española y Protección Social*, núm. VI, págs. 119-157.
- ESTRUCH, A. [2005]: «Estado de Bienestar y desigualdad: algunas evidencias recientes», VI Escuela Internacional de Verano, UGT, Reinventando el Estado de Bienestar, ¿Nuevas políticas para iguales objetivos? — [1996]: «Desigualdad y Política Redistributiva. Una estimación de la incidencia de los gastos sociales en España a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares (1990-1991)». CEDECS Economía.
- FERNÁNDEZ, A. [2006]: «Efectos de la Seguridad Social en la redistribución de la renta». Fomento de la Investigación de la Protección Social (FIPROSS).
- GINI, C. [1936]: «On the measure of concentration with especial reference to income and wealth», *Comision Conwles*.
- GUILLÉN, M.; SARABIA, J. M. y PRIETO, F. [2013]: «Simple risk measure calculations for sums of positive random variables», *Insurance: Mathematics and Economics*, núm. 53, págs. 273-280.
- HERNÁNDEZ GONZÁLEZ, D. [2011]: «La prestación contributiva de jubilación en la Seguridad Social. La generosidad del sistema y su reforma en base a la transformación de las fuentes de financiación», III Congreso Ibérico de Actuarios, Madrid.
- JORDÁ, V. y SARABIA, J. M. [2014a]: «International convergence in well-being indicators», *Social Indicators Research*, published on-line, <http://link.springer.com/article/10.1007%2Fs11205-014-0588-8>
- [2014b]: «Well-being distribution in the globalization era: 30 years of convergence», *Applied Research in Quality of Life*, <http://link.springer.com/article/10.1007%2Fs11482-014-9304-8#>
- KAKWANI, N. [1994]: «Income inequality, welfare and poverty in Ukraine», The University of South Wales.
- [1990]: «Large sample distribution of several inequality measures with applications to Cote d'Ivoire», LSMS Working Paper, núm. 61, World Bank.
- [1980]: «Income inequality and poverty: Methods of estimation and policy applications», World Bank Research Publications, Oxford University Press.
- LORENZ, M. O. [1905]: «Methods of measuring the concentration of wealth», *Quarterly of the American Statistical Association*, núm. 9, págs. 209-219.
- LUGO, M. A. [2005]: «Comparing multidimensional indices of inequality: Methods and application», ECINEQ Working Paper 2005-14.
- LUMBRANO, M. [2013]: *The econometrics of inequality and poverty*, GREQAM.
- MAASOUMI, E. [1986]: «The measurement and decomposition of multi-dimensional inequality», *The Econometric Society*, núm. 54 (4), págs. 991-997.
- MAASOUMI, E. y NICKELSBURG, G. [1988]: «Multivariate measures of well-being and an analysis of Inequality in the Minchigan data», *Journal of Business & Economic Statics*, núm. 6 (3), págs. 327-334.
- MARSHALL, A. W.; OLKIN, I. y ARNOLD, B. C. [2011]: *Inequalities: Theory of majoritazation and its applications*, Springer Science + Business Media.

- MEDINA, F. [2001]: «Consideraciones sobre el índice de Gini para medir la concentración del ingreso». *Serie de Estudios Estadísticos y Prospectivos*, 9, Publicaciones de Naciones Unidas, CEPAL, ECLAC.
- MINISTERIO DE EMPLEO y SEGURIDAD SOCIAL [2014]: «Informe económico-financiero a los Presupuestos de la Seguridad Social de 2014».
- PIKETTY, T. [2014]: *Capital in the twenty-first century*, Belknap Press of Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- RITA, A. y NISTICÒ, R. [2014]: «*Measuring well-being in a multidimensional perspective: A multivariate statistical application to Italian regions*», Università della Calabria: Working Paper, núm. 6.
- ROTHSCHILD, M. y STIGLITZ, J. E. [1973]: «Some further results on the measurement of inequality», *Journal of Economic Theory*, núm. 6, págs. 188-204.
- [1969]: «*Increasing risk: A definition and its economic consequences*», Cowles Foundation Discussion Paper, núm. 275.
- SAMUELS, W. J. y DARITY, W. [1999]: *Handbook of income inequality measurement*, Springer Science + Business Media, LLC.
- SARABIA, J. M.; CASTILLO, E. y STOTTJE, D. J. [2001]: «An exponential family of Lorenz curves», *Southern Economic Journal*, núm. 67 (3), págs. 748-756.
- [1999]: «An ordered family of Lorenz curves», *Journal of Econometrics*, núm. 91, págs. 43-60.
- SARABIA, J. M.; PRIETO, F.; TRUEBA, C. y JORDÁ, V. [2013]: «About the modified Gaussian family of income distributions with applications to individual incomes», *Physica A*, núm. 392, págs. 1.398-1.408.
- SHANNON, C. E. [1948]: «A mathematical theory of communication», *Bell System Technical Journal*, núm. 27 (3), págs. 379-423
- SHORROCKS, A. F. [1980]: «The class of additively decomposable inequality measures», *Econometrica*, 48, núm. 3, págs. 613-626.
- SORDO, M. A.; NAVARRO, J. y SARABIA, J. M. [2013]: «Distorted Lorenz curves: Models and comparisons», Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- SCHUTZ, R. R. [1951]: «On the measurement of income inequality», *American Economic Review*, núm. 41, págs. 107-122.
- SEN, A. F. [1973]: *On economic inequality*, Londres: Clarenton.
- THEIL, H. [1967]: *Economics and information theory*, Amsterdam: North-Holland.